ISSN 0376—477X

中華農業研究

第四十卷　　第四期

目　次

玉米開花期、吐絲期、頂穗節位及葉數之全互交分析 …謝光照　盧煌勝　何千里…365
落花生型間雜交後裔莢果及籽粒性狀之遺傳研究
I. F_1 世代組合力及雜種優勢分析…………楊金興　曾富生　曹文隆　盧煌勝…375
獨立性環境指標在落花生產量穩定性分析之建立與應用 ……………………呂秀英…385
楊桃『台農一號』之育成 ……………………………………………………王武彰…396
蕹菜水耕之養液試驗 …………………………………………沈再發　許淼淼…407
環丙烷基羧酸與益收素對試管內非洲菊之影響（英文） ……………………林瑞松…417
楊桃炭疽病菌之病原性及感染源 ……………………段中漢　蔡武雄　杜金池…425
兩種食餌對斑郭公蟲 *Tillus notatus* Klug 發育期、
死亡率及繁殖力影響 …………………………………………姚美吉　羅幹成…433
茶細蟎在檸檬、茶及辣椒上之生活史 ………………………………………何琦琛…439
稻穀水份計性能之測定與應用限制 …………………陳加忠　曹之祖　陳麗娥…445
玉米銹病發生與氣象因子之關係 ……………………………………………蔡武雄…459
臺灣小繭蜂科（膜翅目）之分類Ⅳ. 長跗繭蜂亞科（英文）……周樑鎰　周根清…472

中華民國八十年十二月
臺灣省農業試驗所出版
中華民國 臺灣省 臺中縣 霧峰鄉

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(4)：365～374（1991）

玉米開花期、吐絲期、頂穗節位及葉數之全互交分析[1]

謝光照　盧煌勝　何千里[2]

摘要：六個玉米自交系親本及其三十個單交組合，於1989年秋裡作及1990年春作進行田間試驗，開花期、吐絲期、頂穗節位及總葉數等四項性狀之資料利用 Griffing 方法一作全互交分析。綜合變方分析結果顯示四項性狀在期作間、品系間及期作 x 品系交感作用均呈顯著。春作比秋裡作開花期、吐絲期稍遲，頂穗節位及總葉片數則較多。雜交種比自交系較早開花、吐絲，及有較多的頂穗節位與總葉片數。四項性狀均由累加性及非累加性基因共同作用，且有正反交效應。GCA/SCA 比值春作大於秋裡作。一般組合力效應、特殊組合力效應及雜種優勢值均隨期作而有變異。開花期及吐絲期之雜種優勢爲秋裡作大於春作，而頂穗節位及總葉片數則春作大於秋裡作。參試六個親本中，以 Hi 31具有較大之 GCA 正效應及最多之頂穗節位及總葉片數，爲最具潛力之自交系。由於正反交的結果並不一致，自交系之 GCA 又無法預測雜交種之表現，加上期作間之差異明顯，因此，本試驗結果建議：針對此四項性狀，F_1雜交組合父母本之選定必須愼重，不可倒置；評估試驗中應包括自交系本身及雜交種之表現，同時試驗季節應涵蓋春作及秋裡作。

關鍵詞：玉米，全互交分析，基因型與環境交感效應，一般組合力，特定組合力，正反交效應，雜種優勢。

玉米生育至雄穗開花所需時間的長短，與植株乾物質累積量及子粒產量均有密切的關係（Corke and Kannenberg，1989）。Troyer and Hallauer（1968）的研究發現玉米子粒產量與開花期、吐絲期成正相關，一般具有較高子粒產量的品種，都具有較遲吐絲及較晚成熟的特性。而玉米吐絲期極易受環境影響（陳及連，1989），生長期間若溫度低，開花期與吐絲期則有延遲的現象（謝等，1989）。Bonaparte（1977）、Ottaviano and Camussi（1981）及呂等（1977）、均指出玉米的開花期及吐絲期受一般組合力（general combining ability，GCA）及特殊組合力（specific combining ability，SCA）效應共同作用，其中以 GCA 所佔的比例較大，且至少受四對有效基因所控制（Bonaparte，1977）；開花期有 GCA x 環境之交感作用存在，環境因子中溫度效應遠大於日長效應（Russell and Stuber，1985）；開花期及吐絲期有明顯的雜種優勢存在，雜交種一般較自交系提早開花及吐絲（呂，1986）。

玉米光合產物供源的大小與葉面積、葉片數關係密切，葉片被認爲是玉米最重要的供源器官，而葉片數與產量有顯著的相關（Tollenaar and Hunter，1983； Yamaguchi，1974）。葉片數的多寡除受品種控制外，也受溫度及光週期修飾而改變，在較長日照及較高溫度下，植株一般具有較多的葉片數（Hesketh *et al.*, 1969）。Hunter *et al.*,（1974）及 Russell and Stuber（1983）均發現葉片數受光週期的反應，每增加1小時光照時間，則葉片數增加0.71片（Warrington and Kanemasu，1983）。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1590 號。
2. 本所農藝系助理員、研究員及助理研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

基因型與環境之交感作用普遍存在於栽培作物之品系間，尤其數量性狀之表現（Fisher，1926）。Russell and Stuber（1958)由全互交分析顯示，玉米植株總葉片數的 GCA 均方與GCA x 環境之交感遠超過 SCA 均方，顯示總葉片數的 GCA 效應遠較 SCA 重要，且易受環境影響。Wu(1987)認爲玉米葉片數明顯的受累加性基因所控制，葉片數多者爲部份顯性（Bonaparte，1977），沒有正反交效應（Rood and Major，1981；Russell and Stuber，1983），且有雜種優勢存在（Rood and Major，1981）。

單一植株上，玉米不同節位葉片的光合作能力不同，植株上層的葉片光合能力大於下層葉片，因此植株上層對子粒產量的貢獻較大（Hoyt and Bradfield，1962）。上部及穗位上下位置的葉片，光合產物主要供給穗部的發育所需（Fairy and Daynard，1978；Hume and Campbell，1972），因此穗位所在的位置與子粒的充實發育有密切關係。Warrington and Kanemasu（1983）研究指出，玉米頂穗所在節位，隨總葉片數改變，在頂穗以上的葉片數，一般爲固定常數，而Harvill *et al*.（1978）認爲穗位高主要由累加性基因控制，可經由選拔來改良穗位，穗位高的降低，是由於頂穗上位節數增加，或下位節數減少之故。

本試驗以全互交分析方法，進行開花期、吐絲期、頂穗節位及總葉片數四項性狀之遺傳分析，並探討期作環境變異對性狀表現之影響，作爲育種選拔之參考。

材料與方法

本試驗所使用的材料，計有下列6個自交系，其代號及背景資料詳如表1

表1. 六個參試自交系之背景資料

Table 1. Backgrounds of the six inbred lines evaluated.

Code	Inbreds	Pedigree	Origin	Kernel type
A	Hi 25	(B14A × MV source) BC_4	Hawaii，USA	Dent
B	Hi 31	(B68 × MV source) BC_5	Hawaii，USA	Dent
C	Hi 33	(Mo17 × MV source) BC_5	Hawaii，USA	Dent
D	Antigua-2D	Antigua	Caribbean	Flint
E	SW 654	Suwan-1 derivative	Thailand	Flint
F	TA80-2598-44	(TA80-2598 × Suwan-1) BC_3	TARI, Taiwan	Flint

上述六個自交系親本及其進行全互交組合所得之三十個 F_1，於1989年秋裡作(10月7日播種)及1990年春作(2月16日播種)在農試所試驗進行兩期作田間試驗。試驗採逢機完全區集設計，四重複，小區行長4m，行株距80×10 cm，3行區，兩粒播，發芽後一週先行間拔，每穴留一株，至5葉齡時進行葉位標定後，間拔爲80×20cm，然後進行培土管理。基肥以臺肥39號複合肥料每行130g（N：P_2O_5：K_2O=12：18：12)在播種前施於播種溝內，澆水後播種，並以 Atrazine 殺草劑進行萌前處理。生育期間調查下列四項農藝性狀：

(1)開花期(days to tasseling)：係指由播種日起至小區中50%植株雌穗開始開花所需之日數，以天表示。

(2)吐絲期（days to silking）由播種日起至小區中50%植株雌穗開始吐絲所需之日數，以天表示。

(3)頂穗節位（top-ear node）：於植株吐絲後，每小區逢機選10株，由莖頂往下數至最上面雌穗所在之節位，以平均值表示。

(4)總葉片數（tolat leaf number）：於植株5葉齡時，標定葉位，等吐絲後每小區逢機選10株計算總葉片數，並平均之。

以上調查資料先進行變方分析及平均值顯著性測驗，然後再以 Griffing (1956) 氏方法1進行全互交分析，估算並比較 GCA 、SCA 及正反交效應 (reciprocal effect，RE) 的差異。雜種優勢係以〔$(Y_{ij}+Y_{ji})/2-(Y_{ii}+Y_{jj})$〕$/2/(Y_{ii}+Y_{jj})/2\times100$表示之；$Y_{ii}+Y_{jj}$ 分別爲二自交親本，Y_{ij} 及 Y_{ji} 爲其正反交雜種。

結果與討論

二期作所得之資料，經變方分析結果，開花期、吐絲期、頂穗節位及總葉片數等在期作間、品系間及品系×期作之交感作用均達極顯著 (表2) 。此結果印證了 Yamaguchi (1974) 、Rood and Major (1981) 、Ottaviano and Camussi (1981) 及呂等 (1986) 之研究發現。

表2. 六個自交及全互交雜種之綜合變方分析 (1989年秋裡作及1990春作) 。
Table 2. Combined analysis of six inbreds and their diallel hybrids evaluated in winter of 1989 and spring of 1990.

Source of variation	Degree of freedom	Mean squares			
		Days to tasseling	Days to silking	Top-ear node	Total leaf number
Season	1	783.42**	657.03**	1.87**	56.18**
Block/season	6	0.36	0.18	0.10	0.04
Genotype	35	65.58**	52.11**	0.97**	2.19**
Genotype × season	35	11.18**	15.01**	0.29**	2.12**
Error	210	0.70	0.79	0.05	0.96

**Significant at 1% level of probability.

六個自交系及其全互交三十個雜交種之開花期，吐絲期、頂穗節位、總葉片數等四項性狀在春作及秋裡的表現，分別比較之 (表3) ，平均而言，不論自交系或雜交種，四項性狀皆爲春作大於秋裡作。四項性狀在品系間亦有相當明顯的差異；一般自交系開花期、吐絲期比雜交種稍晚；但頂穗節位及總葉片數則以雜交種較多。雜交種有較高之子粒產量，與雜交種比自交系有較多的供源能力有關 (洪，1983；呂等，1986；Tollenaar and Hunter ，1983；Yamaguchi，1974) 。

GCA 與 SCA 變方的大小 ， 可用於決定基因的作用型式 ， GCA 主要受累加性基因效應所作用 ，SCA 則受顯性基因或非等位基因之相互作用所影響 (Sprague and Tatum，1942；Rojas and Sprague，1952) 。本試驗數據分析之結果，列於表4。不論春作或秋裡作，開花期、吐絲期、頂穗節位及總葉片數等性狀，其 GCA、SCA 及 RE 均達極顯著，表示此四項性狀同時由累加性基因及非累加性基因共同作用，且具有正反交效應。由 GCA/SCA 比值比較，發現春作四個性狀均大於1，開花期、吐絲期、頂穗節位及總葉片分別爲4.71，1.26，3.30及10.07；而秋裡作開花期及總葉片數之 GCA/SCA 比值爲2.01及4.38；吐絲期及頂穗節位則均小於1。吐絲期及頂穗節位在秋裡作似以非累加性均方所佔的比例較大。此與 Bonaparte (1977) ，Ottaviano and Camassi (1981) ，呂等 (1986) ，Russell and Stuber (1985) 及Wu (1987) 等之研究結果類似。比較春作與秋裡作之 GCA/SCA 值，發現所有性狀的 GCA/SCA 比值均爲春作大於秋裡作。GCA/SCA 比值在春作及秋裡作的不一致，可能爲累加性基因與非累加性基因的作用受到環境因子影響所致。Russell and Stuber (1985) 亦曾發現開花期及總葉片數之 GCA x 環境、SCA x 環境均有顯著的交感作用。

表3. 六個自交系及其全互交雜種之四項性狀之平均值

Table 3. Means for four traits of six inbreds and their diallel hybrids.

Inbred or hybrid	Days to tasseling (day)		Days to silking (day)		Top-ear node (no.)		Total leaf number (no.)	
	Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter
A	65.0	58.0	67.0	63.5	6.7	6.3	18.7	15.8
B	73.0	69.0	76.3	71.8	7.0	7.0	19.6	18.4
C	63.0	58.5	67.0	63.3	5.7	5.9	16.0	16.4
D	68.0	64.5	69.0	69.5	6.2	6.7	18.2	18.5
E	68.0	70.8	68.0	72.5	5.9	6.4	18.1	17.9
F	67.0	68.8	68.8	71.3	7.0	5.9	19.6	17.3
Inbred x̄	67.3	65.0	69.5	68.6	6.4	6.4	18.3	17.4
AB	66.0	65.8	68.0	68.3	7.1	6.7	19.5	17.0
AC	61.3	57.5	67.0	60.8	6.4	6.7	17.7	17.5
AD	63.0	60.5	66.0	63.5	6.6	6.6	19.0	17.1
AE	63.0	57.8	66.0	59.8	6.8	6.8	19.1	18.1
AF	63.0	59.3	64.0	61.8	7.6	7.1	19.9	16.9
BA	67.0	63.8	69.0	67.3	7.1	6.7	19.3	17.7
BC	63.8	60.0	66.0	62.8	6.8	6.6	19.7	18.4
BD	65.0	62.0	67.0	64.0	7.1	6.7	20.4	17.7
BE	66.0	61.3	66.0	61.3	7.0	7.3	20.0	18.5
BF	64.3	59.5	66.0	60.5	6.7	6.8	20.4	16.6
CA	61.3	57.0	66.0	60.3	7.0	7.1	13.5	17.2
CB	63.0	57.3	67.3	61.0	7.2	6.6	19.2	16.9
CD	62.5	59.0	66.0	63.3	6.7	7.1	17.1	17.1
CE	63.0	58.3	67.3	61.8	7.0	6.6	17.8	17.4
CF	61.5	58.3	67.0	62.0	6.8	6.9	17.2	18.0
DA	66.0	59.8	67.0	62.5	7.0	6.9	19.6	18.5
DB	66.0	65.3	69.0	67.5	7.0	6.6	19.5	17.8
DC	64.5	61.3	67.0	64.8	7.0	6.3	20.0	18.1
DE	67.0	65.0	67.0	66.8	6.4	6.9	19.1	18.1
DF	65.0	63.3	66.0	65.5	6.9	6.7	19.3	18.3
EA	63.8	58.0	64.8	60.0	7.2	6.8	19.3	17.1
EB	67.0	60.5	66.0	61.5	7.2	6.8	20.1	18.0
EC	64.0	60.5	66.0	63.5	6.9	7.0	17.5	17.3
ED	66.0	65.5	67.0	68.3	6.8	6.6	20.0	18.0
EF	66.0	61.0	67.0	62.8	7.1	7.0	19.7	18.7
FA	64.0	67.0	67.0	68.3	7.5	7.4	19.5	18.0
FB	64.3	59.0	66.0	60.0	8.2	7.4	20.8	19.1
FC	61.8	58.3	66.0	60.3	6.9	6.7	17.8	18.1
FD	66.0	62.8	68.0	65.0	7.0	6.8	19.9	18.6
FE	65.0	60.8	67.0	61.0	7.0	6.9	20.2	18.5
Hybrid x̄	64.3	60.8	66.6	63.2	7.0	6.8	19.2	17.8
Total x̄	64.8	61.5	67.1	64.0	6.9	6.7	19.0	17.7
L.S.D 5%	0.4	1.6	0.9	1.7	0.3	0.4	0.6	0.5
L.S.D 1%	0.6	2.1	1.2	2.3	0.4	0.5	0.8	0.7

表4. 六個自交系及其全互交雜種四項性狀之均方值

Tabie 4. Mean squares of four traits for six inbreds and their diallel hybrids.

Crop season	Source of variation	Degree of freedom	Days to tasseling	Days to silking	Top-ear node	Total leaf number
Spring	GCA	5	22.06**	6.89**	0.65**	5.87**
	SCA	15	4.68**	5.48**	0.20**	0.58**
	R E	15	0.74**	0.89**	0.06**	0.39**
	Error	105	0.02	0.10	0.01	0.04
	GCA/SCA		4.71	1.26	3.30	10.07
Winter	GCA	5	34.72**	18.50**	0.09**	1.35**
	SCA	15	17.28**	21.86**	0.17**	0.31**
	R E	15	3.15**	2.47**	0.06**	0.48**
	Error	105	0.33	0.38	0.02	0.03
	GCA/SCA		2.00	0.85	0.53	4.38

**Significant at 1% level of probability.

六個親本自交系全互交分析所獲之一般組合力效應，列如表5 。開花期 GCA 效應，在春作A (Hi 25)、C(Hi 33) 及F(TA80-2598-44)爲負值而B(Hi31)、D(Antigua-2D)及E(SW 654)等爲正值；秋裡作環境下，A(Hi 25)、C(Hi 33)爲負值，其餘四個自交系均爲正值。其中 F(TA80-2598-44)在春作與秋裡呈現完全相反的趨勢。吐絲期方面，春作環境下，A (Hi 25)、C (Hi 33)、E (SW654) 及 F (TA80-2598-44) 爲負效應，而B (Hi 31) 及D (Antigua-2D) 爲正效應；秋裡作環境下，只有 A (Hi 25) 及 C (Hi 33) 爲負效應，其餘四個自交系均呈正效應。而頂穗節位的GCA效應，表現在春作及秋裡作，僅 D (Antigua-2D) 呈相反趨勢，其餘五個自交系則頗一致，唯其中僅以C (Hi 33) 及 F (T A80-2598-44) 兩個自交系之 GAC 在春秋作均高。

表5. 六個參試自交系四項性狀之一般組合力效應估值

Tabie 5. Estimates of general combining ability effects for four traits measured in a diallel set of six inbred lines.

Inbred	Days to tasseling (day)		Days to silking (day)		Top-ear node (no.)		Total leaf number (no.)	
	Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter
A	−0.805	−1.340	−0.423	−0.819	−0.056	0.022	−0.069	−0.512
B	1.694	1.284	1.451	0.701	0.256	0.109	0.776	0.141
C	−2.118	−2.840	−0.486	−1.861	−0.243	−0.148	−1.277	−0.333
D	0.756	1.243	0.222	1.743	−0.188	−0.036	0.126	0.279
E	0.736	0.972	−0.444	0.201	−0.163	0.030	0.009	0.204
F	−0.263	0.680	−0.319	0.034	0.281	0.022	0.434	0.220
S.E. (gi-gj)	0.063	0.233	0.126	0.253	0.043	0.050	0.085	0.073

二十一個單交組合之特殊組合效應，列於表6，組合間之 SCA 效應大小變化頗大，而不同期作環境下，部份組合亦有叁差之SCA效應。其中春作與秋裡作SCA值正負適得其反的有開花期之 A×F，C×E，D×F，E×F，；吐絲期之 A×C，A×F，C×D，C×F，E×F；頂穗節位之 A×C，A×D，A×E，B×C，B×D，C×F，D×E；總葉片數之 A×B，A×C，B×F，C×D，C×F，D×E，D×F等雜交組合。Russell and Stuber (1985) 認爲開花期及總葉片數之 SCA 與環境具有顯著之交感作用，本研究得到的結果與此相符。

表6. 四項性狀之特殊組合效應估值

Tabie 6. Estimates of specific combining ability effects for four traits measured in a diallel set of six inbred lines.

Crosses	Days to tasseling (day)		Days to silking (day)		Top-ear node (no.)		Total leaf number (no.)	
	Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter
A×A	1.784	−0.847	1.486	1.048	−0.311	−0.530	−0.201	−0.887
A×B	0.784	3.277	0.361	3.777	−0.136	−0.193	−0.347	0.008
A×C	−0.652	−0.097	0.298	−0.909	−0.036	0.265	−0.093	0.458
A×D	−0.277	−1.305	−0.409	−2.013	−0.015	0.052	0.202	0.270
A×E	−1.381	−3.284	−0.868	−3.597	0.184	−0.013	0.169	0.145
A×F	−0.256	2.256	−0.868	1.694	0.313	0.419	0.269	0.004
B×B	4.784	5.652	6.236	6.256	−0.411	0.044	−1.043	0.404
B×C	−1.027	−1.347	−1.451	−1.055	0.063	−0.097	0.886	0.104
B×D	−1.777	−0.430	−0.784	−0.784	0.034	−0.159	−0.018	−0.408
B×E	−0.756	−2.909	−2.118	−3.618	0.084	0.173	0.173	0.141
B×F	−2.006	−4.243	−2.243	−4.576	0.363	0.231	0.348	−0.250
C×C	2.409	2.652	0.861	2.881	−0.711	−0.588	−0.534	−0.645
C×D	0.034	0.194	−0.347	0.027	0.384	0.123	0.636	−0.083
C×E	0.055	−0.284	0.444	0.194	0.409	0.156	−0.172	−0.283
C×F	−0.819	−1.118	0.194	−1.138	−0.111	0.140	−0.722	0.450
D×D	1.659	0.486	1.444	1.923	−0.369	0.036	−1.143	0.179
D×E	0.180	1.506	0.111	1.465	0.030	−0.030	0.323	−0.195
D×F	0.180	−0.451	−0.013	−0.618	−0.065	−0.022	−0.001	0.237
E×E	1.701	7.277	1.777	8.006	−0.719	−0.397	−0.959	−0.270
E×F	0.201	−2.305	0.652	−2.451	0.009	0.111	0.465	0.462
F×F	2.701	5.861	2.277	7.090	−0.511	0.880	−0.359	−0.904
S.E. (S_{ii}-S_{jj})	0.178	0.660	0.356	0.716	0.121	0.142	0.240	0.208
S.E. (S_{ii}-S_{ij})	0.178	0.660	0.356	0.716	0.121	0.142	0.240	0.208
S.E. (S_{ii}-S_{jk})	0.154	0.572	0.308	0.620	0.105	0.123	0.208	0.180
S.E. (S_{ij}-S_{ik})	0.141	0.522	0.281	0.566	0.096	0.112	0.190	0.164
S.E. (S_{ij}-S_{kl})	0.126	0.467	0.252	0.506	0.086	0.101	0.170	0.147

兩期作之一般組合力，特殊組合力及環境變方成分估值列如表7。就 $\hat{\sigma}^2_{gi}$ 觀之，在春作及秋裡作中，四項性狀大抵都以自交系 B (Hi 31) 及 C (Hi 33) 較高。開花期及吐絲期之 $\hat{\sigma}^2_{sij}$，以自交系 B (Hi 31) 最高，E (SW 654) 及 F (TA80-2598-44) 次之；六個自交系之頂穗節位及總葉數之 $\hat{\sigma}^2_{sij}$，在春作或秋裡作間互有高下。春作及秋裡作間 $\hat{\sigma}^2_e$ 相近的有頂穗節位及總葉片數二個性狀；開花期及吐絲期在春作及秋裡作間之 $\hat{\sigma}^2_e$ 則變異較大。

表7. 四項性狀變方成分估值

Tabie 7. Estimates of variance component for four traits measured in a diallel set of six inbred lines.

Variance component	Parental inbred	Days to tasseling		Days to silking		Top-ear node		Total leaf number	
		Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter
$\hat{\sigma}^2_{gi}$	A	0.643	1.773	0.172	0.644	0.002	0.001	0.001	0.260
	B	2.869	1.627	2.099	0.465	0.065	0.011	0.599	0.017
	C	4.484	8.044	0.229	3.437	0.058	0.021	1.629	0.108
	D	0.571	1.522	0.042	3.011	0.034	0.000	0.013	0.075
	E	0.540	0.922	0.190	0.013	0.026	0.000	0.002	0.039
	F	0.068	0.440	0.095	0.025	0.078	0.001	0.186	0.046
$\hat{\sigma}^2_{sij}$	A	1.244	5.648	0.773	7.020	0.044	0.106	0.040	0.202
	B	6.453	14.069	10.204	17.644	0.060	0.024	0.407	0.068
	C	1.581	1.882	0.611	2.124	0.162	0.089	0.385	0.169
	D	1.199	0.764	0.553	1.987	0.052	0.002	0.349	0.058
	E	1.078	15.814	1.759	19.474	0.140	0.037	0.244	0.073
	F	2.415	12.680	2.239	16.162	0.096	0.199	0.190	0.254
$\hat{\sigma}^2_e$		0.024	0.327	0.095	0.384	0.011	0.015	0.043	0.032

F_1 雜種之開花期、吐絲期及總葉片數等性之雜種優勢現象常有發現（Rood and Major，1981；呂等，1986）。本試驗中，十五個 F_1 組合各性狀的雜種優勢，不論春作或秋裡作，變異範圍均大。同一雜交組合，在期作間之雜種優勢亦有程度上的差異。就各組合之平均值而言，開花期、吐絲期的雜種優勢均表現早熟上（負值），其在秋裡作大於春作；而頂穗位及總葉片數則春作大於秋裡作的（表8）。

表8. 十五個 F_1 雜種四項性狀之雜種優勢估值

Tabie 8. Heterosis for four traits of 15 F_1 hybrids.

Hybrids	Days to tasseling (day)		Days to silking (day)		Top-ear node (no.)		Total leaf number (no.)	
	Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter	Spring	Winter
A×B	−3.62	1.37	−4.86	0.18	3.28	0.75	1.44	1.46
A×C	−4.30	−1.72	−1.30	−4.54	7.66	13.64	1.59	7.61
A×D	−3.01	−1.84	−2.74	−5.26	5.06	4.63	4.75	3.65
A×E	−4.70	−10.10	−3.68	−11.95	1.16	7.11	4.08	4.31
A×F	−3.79	−0.39	−4.03	−3.53	0.62	18.52	2.88	5.45
B×C	−6.80	−8.58	−6.98	−8.33	9.84	2.72	9.44	1.29
B×D	−7.09	−5.21	−6.37	−6.90	6.46	−2.92	5.70	−3.80
B×E	−5.67	−13.35	−8.49	−14.90	0.12	5.22	6.24	0.41
B×F	−8.21	−14.44	−8.97	−15.73	1.83	10.08	5.37	0.00
C×D	−3.05	−2.24	−2.21	−3.58	5.61	6.37	8.65	0.86
C×E	−3.05	−8.12	−1.30	−7.73	9.48	10.61	3.38	1.02
C×F	−5.19	−8.45	−2.03	−9.10	7.91	14.89	−1.55	7.28
D×E	−2.21	−3.51	−2.19	−4.93	9.58	2.29	7.59	−0.83
D×F	−2.96	−5.44	−2.72	−7.28	5.73	6.35	3.98	3.36
E×F	−2.96	−12.72	−2.01	−13.91	9.77	12.20	5.98	5.98
$\bar{X}$	−4.44	−6.32	−3.99	−7.83	9.61	7.49	4.63	2.59
S.E.	1.80	4.97	2.57	4.60	4.09	5.81	2.89	3.21

育成生育日數適當，同時兼具不倒伏、高產等特性之玉米新品種，是農試所因應政府稻田轉作措施之重要工作項目之一。對於與此類性狀關係密切之開花期、吐絲期、頂穗節位及總葉片數等需有更多瞭解，方能提高育種效率。一般而言，開花期、吐絲期與頂穗節位、總葉片數為負相關。頂穗節位少者穗位通常較高，較易導致倒伏。而穗位的降低可因頂穗節位的增加及節間長度的縮減加以改變，而這些概可經由育種選拔來達成（Harvill *et al.,* 1978）

綜合本試驗結果，開花期、吐絲期、頂穗節位及總葉片數四項性狀在期作間、品系間及期作 x 品系交感作用均極顯著。四項性狀均由累加性及非累加性基因共同作用，且有正反交效應。GCA/SCA 比值大於一，累加性所佔比例似乎居優勢，唯極顯著之 SCA 已顯示出自交系 GCA 並不能預測雜交種之表現；期作間 GCA/SCA 比值在春作大於秋裡作。一般組合力效應、特殊組合力效應及雜種優勢在期作間亦有變異。所有參試六個親本當中，以 Hi 31 最為突出，其具有較大之 GCA 正效應，且有最多之頂穗節位及總葉片數，不論本身或與其他自交系所組成之單交種均表現甚優，為深具潛力之自交系。根據以上結果建議：針對開花期、吐絲期、頂穗節位及總葉數等性狀，F_1 雜交組合中，何者作為父本，何者作為母本，必須特別慎重選定，不可倒置；另外，在評估試驗中，應包括自交系本身及雜交種之表現；同時試驗季節應涵蓋春作及秋裡作。

參考文獻

1. 呂宗佳、謝光照、何千里、莊周瑞。1986。馬齒種及硬粒種玉米自交系雜種優勢及組合之全互交分析。中華農業研究35(2)：145—164。
2. 洪梅珠。1983。玉米產量形成過程在春秋期作之變異及自交系與其雜種 F_1 間之相關。國立中興大學糧食作物研究所碩士論文。
3. 陳成、連大進。1989。玉米種質與環境交感效應之研究。中央研究院植物研究所專刊第七號 pp 9—28。
4. 謝光照、盧煌勝、劉孔生、何千里、呂宗佳。1989。期作對青割玉米生長與收穫適期之影響。中華農業研究38(3)：291—305。
5. Bonaparte, E. E. N. A. 1977. Diallel analysis of leaf number and duration to mid-silk in maize. Can. J. Genet. Cytol. 19：251—258.
6. Corke, M., and L. W. Kannenberg. 1989. Selection for vegetative phase and actual felling period during in short season maize. Crop Sci. 29：607—612.
7. Fairey, N. A., and T. B. Daynard. 1978. Quantitative distribution of assimilation in component organ of maize during reproductive growth. Can. J. Plant Sci. 58：709—717.
8. Fisher, R. A. 1926. The arrangement of field experiments. J. Min. Agric. 33：503—513.
9. Griffing, B. 1956. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. Aust. J. Biol. Sci. 9：463—493.
10. Harville, B. G., L. M. Josephson, and H. C. Kincer. 1978. Diallel analysis of ear height and associated characters in corn. Crop Sci. 18：273—275.
11. Hesketh, J. D., S. S. Chase, and D. K. Nanda. 1969. Environmental and genetic modification of leaf number in maize, sorghum, and Hungarian millet. Crop Sci. 9：460—463.
12. Hoyt, P., and R. Bradfield. 1962. Effect of varying leaf area by partial defoliation and plant density on dry matter production in corn. Agron. J. 54：523—525.
13. Hume, D. J., and D. K. Campbell. 1972. Accumulation and translocation of soluble solids in corn stalks. Can J. Plant Sci. 52：363—368.
14. Hunter, R. B., L. A. Hunt, and L. W. Kannenberg. 1974. Photoperiod and temperature effects on corn. Can. J. Plant Sci. 54：71—78.
15. Ottaviano, E., and A. Camussi. 1981. Phenotypic and genetic relationships between yield components in

maize. Euphytica 30 : 601—609.

16. Rojas, B. A., and G. F. Sprague. 1952. A comparison of variance components in corn yield trials: III. General and specific combining ability and their interaction with locations and years. Agron. J. 44 : 462—466.

17. Rood, S. B., and D. J. Major. 1981. Diallel analysis of leaf number, leaf development rate, and plant height of early maturity maize. Crop Sci. 21 : 867—873.

18. Russell, W. K., and C. W. Stuber. 1983. Effects of photoperiod and temperature on the duration of vegetative growth in maize. Crop Sci. 23 : 847—850.

19. Russell, W. K., and C. W. Stuber. 1985. Genotype x photoperiod and genotype x temperature interactions for maturity in maize. Crop Sci. 25 : 152—158.

20. Sprague, G. E., and L. A. Tatum. 1942. General vs specific combining ability in single crosses of corn. J. Am. Soc. Agron. 34 : 923—932.

21. Tollenaar M., and R. B. Hunter. 1983. A photoperiod and temperature sensitive period for leaf number of maize. Crop Sci. 23 : 457—460.

22. Troyer. A. F., and A. R. Hallauer. 1968. Analysis of a diallel set of early flint varieties of maize. Crop Sci. 8 : 581—584.

23. Warrington, I. J., and E. T. Kanemasu. 1983. Corn growth response to temperature and photoperiod. III. leaf number. Agron. J. 75 : 762—766.

24. Wu, G. H. 1987. Analysis of gene for three quantitative characters at different development stages in maize. Acta Genetica Sinica 14 : 363—369.

25. Yamaguchi, J. 1974. Varietal traits limiting the grain yield of tropical maize. IV. plant traits and productivity of tropical varieties. Soil Sci. Plant Nutr. 20(3) : 287—304.

Diallel Analysis of Days to Tasseling, Days to Silking, Top-ear Node and Total Leaf Number in Maize[1]

G. J. Shieh, H. S. Lu and C. L. Ho[2]

Summary

Six inbreds and their thirty single cross hybrids were evaluated for days to tasseling, days to silking, top-ear node and total leaf number in field studies conducted in winter of 1989 and spring of 1990. The combined analysis of variance for these traits indicated that the mean squares for crop seasons, genotypes and crop seasons x genotypes interaction were all significant. Analysis using Griffing's Method 1 indicated that general combining ability (GCA), specific combining ability (SCA) and reciprocal effecfs were highly significant. Both additive and nonadditive components were responsible for the expression of these traits. The GCA effects were not adequate to predict the performance of hybrids. Estimate of GCA 、SCA effects and heterosis across crop seasons were not consistent. Inbred Hi31 had larger positive GCA effect and more top-ear node and total leaf number than all other inbreds. Sinice reciprocal effects werr found, caution should be made for choosing inbreds as male or female parents. The inconsistent performance of these traits across crop seasons suggested that evaluation of both inbreds and hybrids conducted in spring and winter is necessary.

Key words : Maize (*Zea mays* L.), Diallel analysis, Genotype x environment interaction, General combining ability, Specific combining ability, Reciprocal effect, Heterosis.

---

1. Contribution No. 1590 from Taiwan Agricultural Research Institute.

2. Respectively, Asistant agronomist, Senior agronomist and asistant agronomist, Department of Agronomy, TARI. Wufen, Taichung Hsien, Taiwan 41301, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(4)：375～384（1991）

落花生型間雜交後裔莢果及籽粒性狀之遺傳研究

I. F_1 世代組合力及雜種優勢分析[1]

楊金興[2]　曾富生[3]　曹文隆[2]　盧煌勝[2]

摘要：六個分屬於 Spanish、Valencia 及 Virginia 三種植物型（各 2 品系）之落花生品系爲材料，進行6×6全互交（不包括反交）分析，探討 F_1 世代莢果及籽粒性狀的組合力及雜種優勢。結果顯示：十項性狀均以累加性作用較重要，但仍有七項性狀其非累加性作用仍佔重要成份。比較型間組合的 SCA 效應，以 Spanish×Valencia 組合有最多的正效應，而 Spanish×Virginia 組合均爲負效應。所有組合平均值大多介於兩親平均值之間，Spanish×Valencia 型間組合除莢長外，均高於兩親平均值，具有較強的雜種優勢，而 Spanish×Virginia 型間組合則均低於兩親平均值。Spanish type 具有較多的優良性狀，且其 GCA 效應較高，以 Spanish type 做爲親本進行雜交育種較爲有利。針對莢果及籽粒性狀進行改良，可將 Spanish type 與 Valencia及 Virginia type 進行型間雜交及分離後裔選拔；唯選拔早期宜留意特殊組合力及雜種優勢效應之影響。

關鍵詞：落花生、一般組合力、特殊組合力、雜種優勢

栽培種落花生依生長習性可分爲 Virginia（ssp. *hypogaea* var. *hypogaea*）、Spanish（ssp. *fastigiata* var. *vulgaris*）及 Valencia（ssp. *fastigiata* var. *fastigiata*）三種植物型（botanical type），各型間雖各具特性但能互相雜交（Gregory *et al.,* 1980；Hammons, 1973）。Virginia type 植株呈半立或匍伏性，主莖不開花，分枝數多且結果枝與營養枝交互分布於分枝上，成熟期晚，種子具休眠性，而莢果及籽粒較大，具有高產潛能等特性（Gregory *et al.,* 1980；Isleib and Wynne, 1983b；Wynne *et al.,* 1970）；但在臺灣栽培則有籽粒不飽滿現象，影響產量及品質，因此很少栽培；Valencia type 與 Spanish type 同屬於 *fastigiata* 亞種，植株均呈直立性，分枝數較少約有4枝，主莖及分枝均可開花，成熟期較早，種子不具休眠性等特性。而 Spanish type 莢果及籽粒均較小且多爲兩粒型，臺灣栽培品種均以此型爲主，Valencia type 莢果較長且多爲多粒型者（Gibbons *et al.,* 1972；Gregory *et al.,* 1980），目前臺灣亦無此型之推廣品種。

雜交育種爲落花生品種改良最有利的方法(Norden, 1973)，如能結合各型之優良特性，將有助於提高產量及品質(Chiow and Wynne, 1983；Hammons, 1971)。而在雜交育種過程中，選擇親本是最影響育種成功與否之重要因素。分析一般組合力（general combining ability-GCA）、特殊組合力（specific combining ability-SCA）及雜種優勢（heterosis），將有助於親本的選擇。雖然有許多報告指出落花生產量及其相關性狀之 GCA 及 SCA 呈顯著，且 GCA 大於 SCA （Anderson

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1591 號。本研究承蒙行政院國家科學委員會經費補助，計畫編號　NSC-78-0409-B055-7，謹此致謝。
2. 本所農藝系助理、助理研究員及研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 國立中興大學農藝系教授。臺灣省　臺中市。

et al., 1986；Basu *et al.*, 1987；Dwivedi *et al.*, 1989；Habib *et al.*, 1985；Isleib *et al.*, 1978；Layrisse *et al.*, 1980；Parker *et al.*, 1970；Sykes and Michaels, 1986；Wynne *et al.*, 1975）。由於基因型與環境交感作用時常發生，加上物力、勞力及時間的限制，育種者很難同時利用大量的材料進行試驗，因此，詳實地評估種源的利用價值，然後集中精力於許多較有希望的材料上，方能提高育種效率（盧等，1988；Michaels, 1988；Sangha and Labana, 1982；Swe and Branch, 1986）。

目前臺灣落花生育種，為求產量及品質的提升，利用型間雜交乃為重要方法之一。本研究的目的即利用三種植物型落花生（各二品系）進行6×6全互交（不包括反交）分析，探討其雜交後裔莢果及籽粒性狀的遺傳行為。本試驗首先分析六個親本及其十五個 F_1 雜種之組合力及雜種優勢，並比較型內與型間雜交後裔表現之異同，供親本選擇之參考。

材料與方法

從臺灣省農業試驗所保存之落花生種源中，選取能適應春秋兩期作栽培，且變異性大的六個品系：PI 240553、PI 261949、NC Acc. 17127、PI 407454、Bolivia 2及PI 203396 進行6×6全互交（不包括反交），共計十五個 F_1 組合。六個親本之代號及背景資料詳細列如表1。

表1. 六個參試親本之背景資料

Table 1. Backgrounds of the six parental lines evaluated.

Code	Parental line	Botanical type	Origin
A_1	PI 240553	Spanish	Argentina
A_2	PI 261946	Spanish	Paraguay
B_1	NC Acc. 17127	Valencia	Peru
B_2	PI 407454	Valencia	Ecuador
C_1	Bolivia 2	Virginia Bunch	Bolivia
C_2	PI 203396	Virginia Runner	Brazil

六個親本及十五個 F_1 組合，於1989年春作在臺中農試所農場進行試驗。田間採用逢機完全區集設計，重複四次，行株距45×20cm，行長3m，單行區，每小區15株。田間管理同一般慣行法，每公頃肥料用量 $N:P_2O_5:K_2O=20:60:40$ kg，於整地前一次撒施。成熟期每小區逢機收穫10株，調查單株莢果及籽粒性狀，包括：單株莢數、單株粒數、莢果大小（長、寬）、籽粒大小（長、寬）、飽滿粒重（外觀檢視）、飽滿度（飽滿粒重／總粒重）、單株莢重及單株粒重等十項性狀。

上述調查資料採用 Griffing (1956) Method II, Model I 進行組合力效應之分析，其估算公式列如表2。

表2. GCA 及 SCA 之自由度及平方和

Table 2. Degree of freedom and sum of square for GCA and SCA.

Source of variation	Degree of freedom	Sum of square
GCA	P−1	$\frac{1}{P+2}[\Sigma(Y_{i.}+Y_{ii})^2-\frac{4}{P}Y^2_{..}]$
SCA	P(P−1)/2	$\Sigma\Sigma Y^2_{ij}-\frac{1}{P+2}\Sigma(Y_{i.}+Y_{ii})^2-\frac{2}{(P+1)(P+2)}Y^2_{..}$

每一序列親本一般組合力效應 (g_i) 及特殊組合力效應 (s_{ij}) 之估算公式爲：

$$g_i=\frac{1}{P+2}\left[\Sigma(Y_{i.}+Y_{ii})-\frac{2}{P}Y_{..}\right]$$

$$s_{ij}=Y_{ij}-\frac{1}{P+2}(Y_{i.}+Y_{ii}+Y_{.j}+Y_{jj})+\frac{2}{(P+1)(P+2)}Y_{..}$$

雜種優勢係以 Heterosis(%)=100(%)×(F_1−MP)/MP 表示之，MP 爲兩親本之平均值。

結　果

六個親本之莢果及籽粒性狀列於表3，其中 Spanish type (A_1及A_2) 在莢數、莢重、粒數、粒重、飽滿粒重及飽滿度等六項性狀均較其他類型優異，其中尤以莢數及飽滿度最爲突出，但莢果及籽粒則嫌稍小。Valencia type (B_1及B_2) 莢長及莢寬略大，惟莢果多屬多粒型，籽粒不大；而莢數、莢重及粒重較差。Virginia Bunch type (C_1) 莢果及籽粒均大，然飽滿度差。Virginia Runner type (C_2) 所有性狀均居中等。

表3. 六個參試親本之十項性狀之平均值及其標準機差

Table 3. Means and standard errors for ten traits of six parental lines evaluated.

Characters	A_1	A_2	B_1	B_2	C_1	C_2
Pod number	17.90±1.87	17.05± 1.02	7.75±0.51	9.08± 1.61	11.68± 2.44	9.00± 0.70
Pod weight (g)	15.35±0.77	15.01± 1.61	9.86±0.51	10.43± 3.49	14.96± 4.07	11.38± 4.00
Seed number	32.10±2.71	31.65± 1.87	19.68±1.71	26.28± 5.31	20.63± 4.66	17.25± 1.37
Seed weight (g)	11.00±0.38	10.89± 1.06	5.28±0.45	7.39± 1.90	10.43± 3.16	8.02± 3.25
Full-seed weight (g)	8.88±0.47	8.97± 1.64	3.46±0.75	4.83± 1.97	4.42± 2.59	5.50± 3.26
Full-seed ratio (%)	77.12±6.41	80.57±10.75	67.41±6.76	60.22±13.74	34.97±17.25	62.76±15.38
Pod length (cm)	2.29±0.11	2.33± 0.12	3.42±0.11	3.16± 0.07	3.21± 0.10	3.01± 0.26
Pod width (cm)	1.17±0.04	1.13± 0.05	1.42±0.05	1.36± 0.03	1.41± 0.07	1.31± 0.08
Seed length (cm)	1.17±0.06	1.17± 0.08	1.33±0.04	1.19± 0.03	1.68± 0.07	1.42± 0.20
Seed width (cm)	0.77±0.03	0.75± 0.03	0.67±0.06	0.70± 0.03	0.75± 0.04	0.78± 0.07

A_1, A_2 : Spanish type ; B_1, B_2 : Valencia type ; C_1 : Virginia Bunch type ; C_2 : Virginia Runner type.

十項性狀之組合力均方分析結果（表4），所有性狀的 GCA 效應均達極顯著，而且均大於 SCA。GCA/SCA 的比值介於2～54之間，顯示累加性作用在所有性狀均佔較重要成分，其值以莢果長及寬最大，分別爲47及54；SCA 除了籽粒飽滿度、莢寬及粒寬不顯著外，其餘七項性狀亦均爲極顯著，顯示此七項性狀除由累加性作用所控制外，非累加性作用亦不容忽視。

表4. 六個親本及十五個 F_1 雜種之十項性狀之均方值

Table 4. Mean squares for ten traits of six parental lines and their F_1 hybrids.

Characters	GCA	SCA	Error	GCA/SCA
Pod number	59.8845**	5.0921**	1.2597	11.76027
Pod weight (g)	19.3689**	9.2302**	2.6725	2.09847
Seed number	150.5834**	15.9445**	5.6526	9.44422
Seed weight (g)	14.2555**	4.6149**	1.4214	3.08901
Full-seed weight (g)	21.9908**	2.8896**	1.2009	7.61032
Full-seed ratio (%)	830.6938**	52.7663	40.2004	15.74288
Pod length (cm)	0.6468**	0.0138**	0.0039	47.03781
Pod width (cm)	0.0412**	0.0008	0.0005	54.19741
Seed length (cm)	0.0540**	0.0046**	0.0018	11.73913
Seed width (cm)	0.0036**	0.0012	0.0007	3.06032

**Significant at 1% level of probability.; GCA: general combining ability effect.
SCA: specific combining ability effect.

GCA 效應在不同親本及不同性狀之間差異很大（表5）。Spanish type 在莢數、莢重、粒數、粒重、飽滿粒重、飽滿度及粒寬等七項性狀均為正效應，且比其他親本為高；而其餘莢長、莢寬及粒長三項性狀則呈最大的負效應。Valencia type 之 B_1 在飽滿度、莢長、莢寬及粒長等四項性狀之 GCA 為正效應，其中以莢長及莢寬兩性狀的 GCA 效應為所有親本中之最大正值，但在六項負效應的性狀中，莢數及粒重為所有親本中之最大負值。Valencia type 之 B_2 有七項性狀為負效應，其中粒長為最大負效應。Virginia Bunch type 之 C_1 亦有七項性狀為負效應，其中以莢重、粒數、飽滿粒重及飽滿度等四項性狀為最大的負效應；莢長、莢寬及粒長等三項正效應中，以粒長為最大。Virginia Runner type 之 C_2 有七項性狀為負效應，三項為正效應。

表5. 六個親本之十項性狀之一般組合力效應估值

Table 5. Estimates of general combining ability effects for ten traits measured in a diallel set of six parantal lines.

Characters	A_1	A_2	B_1	B_2	C_1	C_2	$SE(g_i-g_j)$
Pod number	3.3125	3.6188	−2.4094	−0.9031	−2.1188	−1.5000	0.5612
Pod weight (g)	1.7852	2.0787	−1.1429	−0.2385	−1.5182	−0.9642	0.8174
Seed number	4.2867	5.2614	−2.9262	1.6457	−5.2762	−2.9915	1.1888
Seed weight (g)	1.4974	1.7618	−1.4232	−0.1929	−1.0964	−0.5467	0.5962
Full-seed weight (g)	1.7905	2.1658	−1.0145	−0.1664	−2.0729	−0.7026	0.5479
Full-seed ratio (%)	8.4427	11.9808	2.0190	−1.8060	−16.8026	−3.8339	3.1702
Pod length (cm)	−0.3651	− 0.3395	0.3174	0.1271	0.1799	0.0802	0.0316
Pod width (cm)	−0.0742	− 0.0948	0.0815	0.0296	0.0612	−0.0032	0.0100
Seed length (cm)	−0.0778	− 0.0769	0.0231	−0.1447	0.1313	0.0450	0.0224
Seed width (cm)	0.0237	0.0202	−0.0229	−0.0167	−0.0167	0.0115	0.0141

A_1, A_2: Spanish type; B_1, B_2: Valencia type; C_1: Virginia Bunch type; C_2: Virginia Runner type.

十五個 F_1 組合的 SCA 效應（表6），在不同組合及不同性狀中亦存有差異。$A_1 \times B_2$ 組合除莢長外，其餘九項性狀均爲正效應，尤其莢數、莢重、粒數、粒重、飽滿粒重及飽滿度等六項性狀均爲所有組合中之最大正效應。$A_2 \times B_1$ 亦有九項性狀爲正效應。$A_1 \times C_2$ 及 $B_2 \times C_1$ 兩組合之所有性狀均爲負效應，尤其以 $B_2 \times C_1$ 組合在莢數、粒數、粒重、飽滿粒重、飽滿度及粒寬等六項性狀爲最大負效應。將十五個 F_1 組合歸納成型內及型間之雜交組合加以比較，則可發現型間組合之 Spanish ×Valencia 之平均 SCA 效應最大，在十項性狀中，除莢長外，其餘九項性狀均呈最大之正效應，顯示此種組合在 F_1 時表現當會較優，但由於 SCA 效應主要係非累加性作用的結果，自交後是否仍能維持，則不無疑問。型內組合方面，在十項性狀中，有八項性狀之平均 SCA 效應呈正値，其中親本表現較優的 $A_1 \times A_2$（Spanish×Spanish）組合，在 F_1 仍爲正效應；而親本表現較差的 $B_1 \times B_2$（Valencia×Valencia）組合，其 SCA 仍爲負效應。Spanish×Virginia type 及 Valencia×Virginia type 兩種型間的雜交組合，其 SCA 效應絕大部份呈負效應，其中 Spanish×Virginia type 組合在所有性狀中均呈負效應；而 Valencia×Virginia type 的組合亦有八項性狀呈負效應。

表6. 十項性狀之特殊組合力效應估值

Table 6. Estimates of specific combining ability effects for ten traits measured in a diallel set of six parental lines.

Cross	Pod number	Pod weight	Seed number	Seed weight	Full-seed weight	Full-seed ratio	Pod length	Pod width	Seed length	Seed width
					Within type					
$A_1 \times A_2$	1.3295	0.9482	3.3185	1.1868	1.7135	5.2228	0.0877	−0.0172	−0.0182	−0.0063
$B_1 \times B_2$	−1.4518	−1.1265	−2.1280	−0.6279	−0.5518	−6.5766	0.0736	−0.0047	0.0037	−0.0095
$C_1 \times C_2$	0.4795	0.4494	1.0342	0.1865	−0.4471	−10.1072	0.0355	0.0284	0.0784	−0.0138
Mean	0.1191	0.0904	0.7416	0.2485	0.2382	−3.8203	0.0656	0.0022	0.0213	−0.0099
					Among type					
					(Spanish×Valencia)					
$A_1 \times B_1$	1.0576	0.6447	0.3560	0.3043	−0.8462	−9.0004	−0.1517	0.0190	0.0343	0.0152
$A_1 \times B_2$	3.8763	5.5854	5.9592	3.4890	3.1707	10.7201	−0.1014	0.0184	0.0821	0.0415
$A_2 \times B_1$	1.9263	4.1513	2.6313	2.9674	2.7710	4.2165	−0.0198	0.0171	0.0959	0.0552
$A_2 \times B_2$	1.4951	1.8294	1.0095	0.6221	0.1654	2.4090	−0.1020	−0.0115	0.0612	−0.0010
Mean	2.0888	3.0527	2.4890	1.8457	1.3152	2.0818	−0.0937	0.0165	0.0684	0.0277
					(Spanish×Virginia)					
$A_1 \times C_1$	−2.5580	−2.1925	−3.9940	−1.8451	−1.0327	1.7837	0.0233	0.0118	−0.0388	−0.0135
$A_1 \times C_2$	−1.8768	−2.5890	−3.8262	−1.8323	−1.6130	−7.0650	−0.1245	−0.0513	−0.0700	−0.0342
$A_2 \times C_1$	−0.5643	−2.0284	−1.1187	−1.7745	−1.2080	1.8081	−0.0873	−0.0150	−0.0847	−0.0085
$A_2 \times C_2$	0.5670	−0.6350	0.7717	−0.4317	−0.7284	−4.7557	−0.1376	−0.0232	−0.6600	−0.0166
Mean	−1.1080	−1.8612	−2.0418	−1.4709	−1.1455	−2.0572	−0.0815	−0.0194	−0.2134	−0.0182
					(Valencia×Virginia)					
$B_1 \times C_1$	−1.5612	−1.5193	−2.2812	−0.9695	−0.4427	2.2299	0.1108	0.0287	−0.0622	−0.0345
$B_1 \times C_2$	−0.7299	−0.4759	−0.8659	−0.6242	0.0769	4.5037	0.1855	0.0381	0.0065	−0.0101
$B_2 \times C_1$	−3.2424	−4.7312	−7.2280	−3.5098	−2.0159	−10.7575	−0.0189	−0.0119	−0.0819	−0.0582
$B_2 \times C_2$	1.9388	−7.2280	5.1873	1.7880	0.8863	−1.3238	0.1058	0.0025	0.0218	0.0037
Mean	−0.8987	−3.4886	−1.2970	−0.8289	−0.3739	−1.3369	0.0958	0.0144	−0.0290	−0.0248
$SE(S_{ij}-S_{ik})$	1.4848	2.1626	3.1452	1.5772	1.4497	8.3876	0.0823	0.0298	0.0563	0.0339
$SE(S_{ij}-S_{kl})$	1.3746	2.0022	2.9119	1.4602	1.3421	7.7654	0.0762	0.0276	0.0522	0.0315

F_1 的雜種優勢表現，因組合之不同而異（表7）。其中 $A_1 \times B_2$ 有九項性狀具有頗高之雜種優勢；$A_1 \times A_2$、$A_2 \times B_1$、$A_2 \times B_2$ 及 $B_2 \times C_2$ 等四個組合，在莢數、莢重、粒數、飽滿粒重及飽滿度等五項性狀亦均有相當高的雜種優勢；$A_1 \times C_2$ 組合之所有性狀均低於兩親平均值，$A_1 \times C_1$、$B_1 \times C_1$ 及 $B_2 \times C_1$ 等三個組合在莢數、莢重、粒數、粒重及飽滿粒重等五項性狀亦呈負值。就各型間組合平均雜種優勢比較之，以 Spanish × Valencia 組合具有較高的雜種優勢；Valencia × Virginia 組合除了莢長及莢寬外，其餘八項性狀均低於兩親平均值；而 Spanish × Virginia 組合則所有性狀均低於兩親平均值，呈現的為負的雜種優勢。

表7. 十五個 F_1 雜種之十項性狀之雜種優勢估值

Table 7. Percent heterosis from midparental means for ten traits of fifteen F_1 hybrids.

Cross	Pod number	Pod weight	Seed number	Seed weight	Full-seed weight	Full-seed ratio	Pod length	Pod width	Seed length	Seed width
------------ Within type ------------										
$A_1 \times A_2$	17.0	17.2	16.5	19.7	30.8	10.0	−1.9	−2.5	−2.0	0.0
$B_1 \times B_2$	−11.7	3.3	−8.7	1.2	2.7	−14.3	3.4	1.7	3.6	−1.7
$C_1 \times C_2$	−12.5	−16.9	−9.4	−21.9	−44.2	−38.0	2.2	2.8	1.5	−8.3
Mean	−2.4	1.2	−0.5	−0.3	−3.6	−14.1	1.2	0.7	1.0	−3.3
------------ Among type ------------										
(Spanish × Valencia)										
$A_1 \times B_1$	10.3	13.2	0.8	10.9	−4.0	−13.5	−5.9	3.0	4.1	2.8
$A_1 \times B_2$	36.9	56.0	24.3	46.3	57.4	14.2	−6.6	1.4	8.6	4.9
$A_2 \times B_1$	23.6	45.3	14.4	47.9	59.6	7.1	−1.2	2.7	9.0	9.2
$A_2 \times B_2$	25.6	30.9	11.5	18.7	18.2	4.6	−6.5	0.7	6.8	−0.2
Mean	24.1	36.4	12.8	31.0	32.8	3.1	−5.1	2.0	7.1	4.2
(Spanish × Virginia)										
$A_1 \times C_1$	−26.8	−27.0	−26.4	−32.7	−29.7	−2.8	−1.0	1.4	−6.2	−5.9
$A_1 \times C_2$	−9.9	−16.1	−11.4	−18.2	−24.0	−16.2	−6.6	−4.6	−6.2	−6.6
$A_2 \times C_1$	−8.6	−23.1	−11.0	−29.2	−27.1	0.5	−4.9	−0.9	−9.5	−4.7
$A_2 \times C_2$	14.2	2.0	12.2	−0.2	−7.0	−10.1	−7.0	−2.6	−5.9	−3.8
Mean	−7.8	−16.1	−9.2	−20.1	−21.9	−7.2	−4.9	−1.7	−7.0	−5.3
(Valencia × Virginia)										
$B_1 \times C_1$	−37.2	−29.1	−31.0	−34.2	−37.5	−5.3	5.3	4.5	−6.0	−8.8
$B_1 \times C_2$	−9.9	−2.1	−4.7	−8.9	−2.8	−2.1	7.8	4.5	1.4	−3.3
$B_2 \times C_1$	−42.9	−48.8	−42.3	−56.7	−62.5	−33.4	−0.4	0.2	−7.5	−13.3
$B_2 \times C_2$	29.7	31.8	29.7	26.0	16.3	−12.0	3.6	0.4	2.8	−2.7
Mean	−15.1	−12.1	−12.1	−18.5	−21.6	−13.2	4.1	2.4	−2.3	−7.0

討　論

雜交育種的目的，乃在利用雜交創造變異，再由變異中選拔優良個體，以達到新品種之育成。落花生品種改良亦以雜交育種為最有利的手段之一（Norden, 1973）。為了擴大遺傳變異、建立廣大遺傳基礎及增加育種選拔的機會，利用型間及亞種間品種進行雜交，以導入或重組有利的特性而獲得品種的改良，在落花生已普遍被利用（Hammons, 1973；Layrisse *et al.*, 1980；Parker *et al.*, 1970；Swe and Branch, 1986；Wynne *et al.*, 1975）。雜交親本的選擇是決定育種成功與否之關

鍵所在，因此，如何在不同類型落花生之雜交組合中，運用組合力及雜種優勢分析，獲得親本選擇及基因作用形式的訊息，供爲育種之參考，乃是十分重要。

本試驗所使用之三種植物型（各 2 品系），六個親本中以 Spanish type（A_1 及 A_2）具有較多的優良性狀，產量構成要素及籽粒飽滿度均較佳，但莢果及籽粒則略小；Valencia type（B_1 及 B_2）及 Virginia type（C_1 及 C_2）之莢果及籽粒稍大，籽粒飽滿度則差，尤其以 Virginia Bunch type（C_1）爲甚。一般而言，針對莢果及籽粒大小進行改良時，以 Spanish type 做爲親本較爲有利（Isleib and Wynne, 1983b；Layrisse *et al.*, 1980；Reddy *et al.*, 1988；Wynne *et al.*, 1970）。

了解基因作用形式，有利於該性狀之改良。作物性狀遺傳行爲之研究結果，或因交配設計、分析模式及使用材料之不同，而有差異。本試驗中所有性狀之 GCA 均達極顯著，同時大於 SCA，顯示累加性作用在各性狀均佔較重要之成分，就此而言，經由簡單選拔即可達成此類性狀之有效改良。然而 SCA 除了飽滿度、莢長及粒寬等三項性狀不顯著外，其餘七項性狀亦達極顯著水準，可見非累加性作用在此七項性狀仍佔重要地位，因此在進行早期選拔時，仍應注意非累加性作用的影響（Anderson *et al.*, 1986；Basu *et al.*, 1987；Dwivedi *et al.*, 1989；Habib *et al.*, 1985；Hammons, 1973；Isleib *et al.*, 1978；Layrisse *et al.*, 1980；Parker *et al.*, 1970；Sykes and Michaels, 1986）。

GCA 效應分析可提供親本選擇之參考，一般親本表現較優的性狀，其 GCA 效應均較高。三種植物型中，Spanish type 在多數的性狀中均具有較高的正效應，而 Valencia 及 Virginia type 或在其他性狀亦爲正效應，因此，育種時利用 Spanish type 與 Valencia 及 Virginia type 間進行雜交，對改良莢果及籽粒性狀，可達到某種程度之互補作用。

從 SCA 效應分析結果，顯示各不同型間雜交組合之差異頗明顯。Spanish×Valencia 組合除了莢長外，其餘性狀均爲正效應；而 Spanish×Virginia 及 Valencia×Virginia 兩種型間的組合，則絕大部份呈負效應。Wynne *et al.*, (1975) 及 Holbrook (1990) 均曾發現型間雜交後裔之表現不佳。Griffing (1956) 指出特殊組合力主要係由顯性及上位性之作用結果，上位性包括顯性×顯性、顯性×累加性及累加性×累加性之上位性。顯性及涵蓋顯性之上位性均將因自交而很快的消失其 SCA 效應；落花生是自交作物，故除非爲累加性×累加性的上位性，或爲連鎖甚強的顯性作用方能被固定利用（Isleib and Wynne, 1983 a；Layrisse *et al.*, 1980）。另一方面，GCA 效應高的親本相互雜交，其 SCA 效應則不一定高。Isleib and Wynne (1983b) 及 Holbrook (1990) 認爲 F_1 所估算之 GCA 及 SCA 均難有效地預估後期世代的表現，因此，進行往後世代的評估，似乎仍屬必要。

雜種優勢主要係顯性、超顯性或上位性之作用結果。Isleib and Wynne (1983b) 認爲莢果、籽粒產量及莢長以顯性較爲重要。本試驗中，Spanish×Valencia 型間組合，除了莢長外，其餘九項性狀的雜種優勢均強；Spanish×Virginia 及 Valencia×Virginia 則以負的雜種優勢居多。型內 F_1 組合除籽粒飽滿度外，其他所有性狀概接近兩親平均值，雜種優勢程度則較不明顯，此現象與型間之歧異性（diversity）大於型內之歧異性有關。由於落花生雜交不易，目前利用雜種優勢發展雜交種落花生的可能性並不高。當然，具雜種優勢高之組合力，在分離世代中，出現合意的超越個體（transgressive segregant）的機率也許較大。

一般而言，利用 F_1 後裔組合力分析，判斷親本之潛力，爲最省勞力及符合落花生育種程序之方法之一。唯落花生雜交成功率不高，獲得充足的 F_1 種子作試驗亦較困難。本試驗僅利用一個期作一個地點來進行，其資料分析或許有所偏失，補救之道應可從其 F_2 世代之資料加以比對修正。另外，通常遠緣或型間交配其 F_1 常有雜種不活性（hybrid inviability）、雜種不稔性（hybrid sterility）及雜種打破（hybrid breakdown）等問題，本研究中 F_1 之此類現象並不明顯，是否落花生莢果及

籽粒性狀具有如此之物種特性？有關這一點或亦有待於 F_2 世代作進一步探討。根據本試驗結果，落花生莢果及籽粒性狀之改良工作，當以具較多優良性狀之 Spanish type 做爲主要親本，將其與 Valencia 及 Virginia type 進行型間雜交，可得相互改良之效果。由於十項性狀中，多數之 SCA 及雜種優勢均甚明顯，因此，進行早期選拔時，應特別留意此類效應之影響。

參考文獻

1. 盧煌勝、楊金興、曹文隆。1988。不同型間落花生產量及其構成因素之比較。中華農業研究37：266-277。
2. Anderson, W. F., J. C. Wynne, C. C. Green, and M. K. Beute. 1986. Combining ability and heritability of resistance to early and late leafspot of peanut. Peanut Sci. 13：10-14.
3. Basu, M. S., M. A. Vaddoria, N. P. Singh, and P. S. Reddy. 1987. Combining ability for yield and its components in diallel cross of groundnut. Indian J. Agric. Sci. 57：82-84.
4. Chiow, H. Y., and J. C. Wynne. 1983. Heritabilities and genetic correlation for yield and quality traits of advanced generations in a cross of peanut. Peanut Sci. 10：13-17.
5. Dwivedi, S. L., K. Thendapani, and S. N. Nigam. 1989. Heterosis and combining ability studies and relationship among fruit and seed characters in peanut. Peanut Sci. 16：14-20.
6. Gibbons, R. W., A. H. Bunting, and J. Smartt. 1972. The classification of varieties of groundnut (*Arachis hypogaea* L.). Euphytica 21：78-85.
7. Gregory, W. C., A. Krapovickas, and M. P. Gregory. 1980. Structure, variation, evolution, and classification in *Arachis*. pp. 469-481. *In:* Summerfield, R. J. and A. H. Bunting (eds). Advanced in Legume Science. Royal Botanic. Gardens, Kew, UK.
8. Griffing, B. 1956. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. Aust. J. Biol. Sci. 9：463-493.
9. Habib, A. F., M. S. Joshi, B. Y. Kullaiswamy, and B. N. Bhat. 1985. Combining ability estimates in peanuts (*Arachis hypogaea* L.). Indian J. Genet. 45：236-239.
10. Hammons, R. O. 1971. Inheritance of infloresences in main stem leaf axils in *Arachis hypogaea* L. Crop Sci. 11：570-571.
11. Hammons, R. O. 1973. Genetics of *Arachis hypogaea.* pp. 135-173. *In*: Peanuts-Culture and Uses. Amer. Peanut Res. Educ. Assoc. Inc,. Stillwater, Okla.
12. Holbrook, C. C. 1990. Utility of early generation diallel analysis for predicting parental potential for yield and yield components in peanuts. Peanut Sci. 17：9-11.
13. Isleib, T. G., and J. C. Wynne. 1983a. Heterosis in testcrosses of 27 exotic peanut cultivars. Crop Sci. 23：832-841.
14. Isleib, T. G., and J. C. Wynne. 1983b. F_4 bulk testing in testcrosses of 27 exotic peanut cultivars. Crop Sci. 23：841-846.
15. Isleib, T. G., J. C. Wynne, and J. O. Rawlings. 1978. Estimates of epistasis for diverse peanut cultivars. Peanut Sci. 5：106-108.
16. Layrisse, A., J. C. Wynne, and T. G. Isleib. 1980. Combining ability for yield, protein and oil of peanut lines from South American centers of diversity. Euphytica 29：561-570.
17. Michaels, T. E. 1988. Effect of selection for emergence and maturity on yield of Ontario peanuts. Peanut Sci. 15：69-72.
18. Norden, A. J. 1973. Breeding of the cultivated peanut. pp. 175-208. *In* :Peanuts—Culture and Uses. Amer. Peanut Res. and Educ. Assoc. Inc., Stillwater, Okla.
19. Parker, R. C., J. C. Wynne, and D. A. Emery. 1970. Combining ability estimates in *Arachis hypogaea* L. I. F_1 seedling responses in a controlled environment. Crop Sci. 10：429-432.

20. Reddy. M. V., D. C. Reddy, B. J. Reddy, D. R. Reddy, and A. Mahalakshmi. 1988. Reciprocal cross differences in a 6×6 diallel set of groundnut (*Arachis hypogaea* L.) in the F_1 generation. Euphytica 38 : 241-245.

21. Sangha, A. S., and K. S. Labana. 1982. Diallel analysis in groundnut (*Arachis hypogaea* L.). Part 2. Pod number and pod yield. Theor. Appl. Genet. 64 : 59-63.

22. Swe, S. T., and W. D. Branch. 1986. Estimates of combining ability and heterosis among peanut cultivars. Peanut Sci. 13 : 70-74.

23. Sykes, E. E., and T. E. Michaels. 1986. Combining ability of Ontario-grown peanuts (*Arachis hypogaea* L.) for oil, fatty acids, and taxonomic characters. Peanut Sci. 13 : 93-97.

24. Wynne, J. C., D. A. Emery, and P. W. Rice. 1970. Combining ability estimates in *Arachis hypogaea* L. II. Field performance of F_1 hybrids. Crop Sci. 10 : 713-715.

25. Wynne, J. C., J. O. Rawlings, and D. A. Emery. 1975. Combining ability estimates in *Arachis hypogaea* L. III. F_2 generation of intra-and intersubspecific crosses. Peanut Sci. 2 : 50-54.

Genetic Studies on Pod and Seed Traits in the Progenies of a Diallel-cross Among Three Botanical Types of Peanut
I. Combining Ability and Heterosis Analysis in F_1 Generation[1]

K. H. Yang[2], F. S. Thseng[3], W. L. Tsaur[2] and H. S. Lu[2]

Summary

Six peanut (*Arachis hypogaea* L.) lines, were selected to represent a wide range of genetic diversity and intermated using a half-diallel mating design. The lines included two Spanish types, PI 240553 and PI 261946 ; two Valencia types, NC Acc. 17127 and PI 407454, and two Virginia types, Bolivia 2 and PI 203396. Parents and 15 F_1 hybrids were field evaluated to study the combining ability and heterosis for pod and seed traits. Combining ability analysis showed that both general and specific combining abilities (GCA and SCA) were significant for all traits with the exception of the SCA for full-seed ratio, pod width, and seed width. The variances of GCA were larger than that of SCA(2-54 times)for all traits measured. Parents varied in relative GCA effects for different traits. Spanish type had the greatest GCA effects for yield components and full-seed ratio, Valencia type for pod length and pod width, and Virginia type for seed length. Cross of Spanish x Valencia type had the greatest SCA effects for nine traits. Cross of Spanish × Virginia type had negative SCA effects for all traits. Several of the fifteen F_1 crosses showed considerable heterosis when compared with mid-parent means. Cross of Spanish × Valencia type gave greater heterosis than other cross combinations. This results suggest that cross between Spanish type and Valencia type, and Spanish type and Virginia type were promising combinations for pod and seed traits improvement. However, selection of desired recombinants from the segregating population in early generations, caution should be made in the effects of SCA and heterosis.

Key words : Peanut (*Arachis hypogeae* L.), General combining ability, Specific combining ability, Heterosis.

---

1. Contribution No. 1591 from Taiwan Agricultural Research Institute. This study was supported by a grant from the National Science Council, R. O. C.(NSC78-0409-B055-7).
2. Respectively, Research Assistant, Assistant Agronomist, and Senior Agronomist, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung Hsien, Taiwan 41301, R. O. C.
3. Professor of Agronomy Department, National Chung-hsing University, Taichung.

中華農業研究 (Jour. Agric. Res. China) 40(4)：385～395 (1991)

獨立性環境指標在落花生產量穩定性分析之建立與應用[1]

呂　秀　英[2]

摘要：直線迴歸模式能有效地估計數量性狀對環境的適應能力。然而，傳統的直線迴歸模式中係以各環境均值與總平均值的離差作爲該一試驗的環境效應估值，再以各品種收量隨此環境指標作迴歸所得的迴歸係數來評價品種的穩定性。由於該環境指標與分析資料間並非獨立，實不符合迴歸分析中自變數爲固定值的一般假設，因此，本研究以落花生品系試驗資料爲實例說明，重新設定直線迴歸之各種獨立性環境指標，並與傳統環境指標評估品系穩定性的結果作一比較討論，結果發現：利用逢機、分層及極端不同取樣方法將所有品系分爲兩組，彼此利用他組之環境效應估值作爲該組的環境指標，與傳統環境指標之評估結果幾無差異，應是最理想的獨立性環境指標。若不計迴歸離差均方上的影響，則亦可將各迴歸品系的資料自整個資料中去除後，以剩餘品系資料的環境效應估值作爲獨立性環境指標，但必須每一品系各有不同的環境指標，計算上比較麻煩。選定一對照品系，以其環境離差作爲各參試品系的共同環境指標估值，必須選擇對環境反應與參試品系相同型式的標準品系。至於將資料所有重複逢機劃分爲指標組及受試組的方法所建立的獨立性環境指標，只有在重複次數夠多時，始能獲致較準確的穩定性評估結果。

關鍵詞：穩定性分析、獨立性環境指標、落花生。

作物育種之目的，在創育高生產力及適應性 (adaptation) 廣的品種。然而，不同的基因型對於環境變異之反應型式，往往互不相同；此種相對間的差異，稱之爲基因型與環境間 (G×E) 之交感效應。目前從穩定性 (stability) 的觀念入手，對 G×E 交感效應所作的研究甚多，其中以直線迴歸模式最爲理想。 G×E 交感效應與環境差異之間通常均具有高度的直線關係，其係以各品種收量隨環境指標作迴歸所得的迴歸係數來評價品種的穩定性。該環境指標係由 Finlay and Wilkinson (1963) 提出，爲在參試品種甚多的前提下，以各環境之平均收量與整個試驗的總平均值之偏差，作爲該一試驗的環境效應估值，因此若以各品種之收量 (Eberhart and Russell 1966) 或以 G×E 交感效應 (Perkins and Jinks 1968a) 隨環境指標作迴歸所得之迴歸式而言，其環境指標爲環境效應的估計值，實不符合迴歸分析中自變數爲固定值的一般假設，所以利用最小自乘法所得的迴歸係數爲一相對估值，換言之，所謂「穩定性」係一種相對性的概念，會隨著參試材料與環境因素的種類、數目之不同，其估值也改變。若欲將分析結果用之於育種選拔之預測工作，則缺乏客觀標準。 Hardwick and Wood (1972) 曾針對此問題，舉出其可能引起的偏差 (bias)，且謂該偏差會因參試基因型個數之增加與機差項之均質化，而減至最小限度； Hill (1975) 及 Moav and Hulata (1975) 並且認爲，當環境是取自於一有限族群之逢機樣本時，迴歸係數之偏差不存在，但在實際進行

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1592 號。本研究承蒙國家科學委員會補助經費 (NSC79-0409-B055-13)，特此致謝。
2. 臺灣省農業試驗所農藝系副研究員。

試驗中，由於一性狀之表現，係同時受很多個環境因素影響而發生變異，雖然可藉主成份分析（Taylor and Mitton 1974；Freeman and Crisp 1979）先分解出較重要的影響因子，然後再應用複迴歸分析法，設法瞭解不同品系在生長過程中對各種環境因素組合的反應情形，但對植物發生影響的環境因素多不勝數，且不一定可以預知，故無法一一加以考慮，因此，如何決定這樣的一個環境族群，殊難以掌握，故在一般品種產量區域性試驗中，都是把該區域的各環境因素之組合視爲單一的環境指標來進行穩定性評估。然而由於基本上，探討穩定性的迴歸模式，若以上述非獨立性的環境指標作爲自變數，實不免有上述統計理論上之缺失及實際應用上的限制，故重新設定獨立性的環境指標當爲重要解決之道。

環境指標可分爲物理測度（physical measure）與生物測度（biological measure）兩類，前者係指環境物理條件的實際測量值，如氣溫、相對濕度、日照時數等（Wood 1976；Russell and Stuber 1985），後者則由試驗相關的觀測資料估計而來，如一般使用的非獨立性環境指標，雙親平均值（Perkins and Jinks 1968b, 1973；Lu and Wu 1986），雙親間之差（Knight 1971），對照品系（Fripp 1972；Zhang and Geng 1986）及其他獨立或近似獨立的環境變數估值（Fripp 1972；Virk *et al* 1984；Pham and Kang 1988）。根據各方試驗分析的結果均一致認爲，獨立性環境指標不但可補非獨立性環境指標在統計上之缺失，其評價品種穩定性的結果與非獨立性環境指標比較亦無太大差異，是以重新設定獨立性環境指標，確具有其可行性與適用性。唯，影響植物生長的環境因子很多，除非在控制環境下，否則實難以一一列舉，致使獨立性的物理測度在實際應用上受到相當的限制。

然而，這些獨立性或近似獨立的環境指標之間，其在應用上之統計前提與適用場合爲何？用以評估穩定性的結果是否有差異？其間應作一如何的取抉？這些重要而基本的考慮層面及研究課題，至今仍未見有這方面的報告。基此，本研究擬針對此問題，以落花生品系試驗資料爲實例說明，設立一些適合的獨立性環境指標估值，並在這些方法與傳統的非獨立性環境指標之間作更深入的比較與討論，以根本解決直線迴歸模式的缺失，並作爲日後育種上選拔適當環境指標的依據。

試驗材料

爲配合下述不同類型的獨立性環境指標，探討這些指標之適用性與可靠性，以建立一含有獨立性環境指標的穩定性之迴歸模式，擬利用 Lu *et al.*（1988）之秋作落花生10種新育成品系，包括農育11～15號及南改系131～135號，與臺農4號、臺南選9號二個供對照的推廣品系在雲林崙背、元長、北港及四湖4種不同地區下進行兩年（自民國73至74年）之區域試驗的莢果及籽粒產量資料（均重複五次），建立適當的獨立性環境指標，以進行直線迴歸分析與統計上的探討。

理論模式及統計方式

設 Y_{ijk} 爲第 i 個品種在第 j 個環境下生長的第 k 個重複觀測值 (i=1,…,m, j=1,…,n, k,=1,…, p），則其基本的數學模式爲

$$Y_{ijk}=\mu+G_i+E_j+I_{ij}+e_{ijk} \quad \cdots\cdots(1)$$

式中 μ 爲總平均值，G_i 爲遺傳效應，E_j 爲環境效應，I_{ij} 爲品種 i 在環境 j 下之交感效應，e_{ijk} 爲滿足平均值爲 0 及變方爲 σ^2 的試驗機差項。依經驗知，$\bar{Y}_{ij.}$ 與 $\bar{Y}_{.j.}$ 間呈直線關係，故設 $I_{ij}=b'_iE_j+\delta_{ij}$ 代入上式得

$$Y_{ijk}=\mu+G_i+E_j+b'_iE_j+\delta_{ij}+e_{ijk} \quad \cdots\cdots(2)$$

即用以評價品種穩定性的直線迴歸模式爲

$$Y_{ijk}=\mu+G_i+(1+b'_i)E_j+\delta_{ij}+e_{ijk} \quad \cdots\cdots(3)$$

式中 b'_i 爲迴歸係數，δ_{ij} 爲迴歸離差。一般則以 $(1+b'_i)=b_i$ 定義爲第 i 個品種的穩定性係數，b_i 相當於以各品種平均收量對環境指標進行迴歸分析而得之迴歸係數，即(3)式亦可以下式表達：

$$\bar{Y}_{ij}=m_i+b_iE_j+\triangle_{ij} \cdots\cdots(4)$$

式中 $\bar{Y}_{ij}$ 爲品種 i 在環境 j 之平均收量，$m_i=\mu+G_i$ 爲第 i 個品種在所有環境之平均收量，$\triangle_{ij}$ 爲迴歸離差。Eberhart and Russell (1966) 認爲，迴歸離差均方 $S^2d_i=\sum_{j=1}^{n}\triangle^2_{ij}/(n-1)$ 與任何基因型變方之剩餘而無法預測之成份極爲相關，故應視爲第二種穩定性介量；S^2d 愈近於 0，表示 b 值之可信賴程度愈高。目前對 S^2d 適合作爲穩定性迴歸分析中之穩定性估值的爭議未定，但不管如何，將 G×E交感效應劃分成直線及非直線兩種成份而言，S^2d 仍具有應用上之意義。

傳統的直線迴歸模式中係以各環境均值與總平均值的離差 (E_j) 作爲環境指標的估值，由於此環境指標與分析資料間並非獨立，故須考慮建立一些獨立性的環境指標估值，以根本解決直線迴歸模式的缺失。

由於環境因素之實際計測量（物理測度的獨立性環境指標），僅侷限於人爲控制的環境或重要影響之環境因素相當明確而較少的場合，故本研究依照實際植物生長資料的特性，選定一些獨立性的環境指標估值及其代號如下：

1. 當參試品系數甚大時，將所有參試品系視爲同一族群的兩個樣本而分成兩組，彼此利用他組之環境效應估值，作爲該組的環境指標。按分成該兩樣本的取樣法，又可選擇：
   (R). 逢機取樣 (random sampling)；
   (S). 分層取樣 (stratified sampling)
   ——將最高及次高產量的基因型歸爲一對，第三及第四產量者爲一對等等，從每一對中逢機取出其一而共同組成爲一個樣本，其餘則爲另一樣本；
   (EX). 極端取樣 (extreme sampling)
   ——基因型的產量由高而低排序，取其較高的半數爲一組樣本，其餘較低者爲另一樣本。
2. (RP) 在重複次數夠多時，將整套試驗資料的重複，逢機分爲兩組——指標組及受試組。以指標組的資料計算而得的環境變數估值，作爲受試組的環境指標。因此，本研究資料均重複5次，將重複分爲兩組資料，有兩種可能：第一組（含2個重複）爲受試組而第二組（含3個重複）爲指標組（PR1），以及第二組爲受試組而第一組爲指標組的情形（RP2）。
3. (CK) 選定一標準品系，以其各環境均值與總平均值間的離差，作爲各參試品系的共同環境指標。該標準品系，一般爲在各環境下表現一致良好作爲對照的推廣品系。本研究資料含有二個對照品系（品系代號11,12），故有各取其一及兩者同時併入分析之三種可能的考慮情形。
4. (EL) 將欲評估品系（迴歸品系）的資料自整個資料除去後，以剩餘品系的資料計算環境效應估值，作爲該品系的環境指標。

以上四類環境指標之估計值，由於均非來自於參試品系所屬之樣本資料，故謂之爲「獨立」，而且非直接由物理測度而來，故均屬生物測度。按照試驗資料不同的性質與應用場合，必須選擇適合的獨立性環境指標。其中第一類指標不同的取樣方式，決定了其樣本代表族群的有效性與估計值的可靠性。第二類係考慮品系及環境數目均不甚多，又不具有特定的對照標準品系之情形下，但在重複次數夠多時可能設定獨立性環境指標的方法。而第三類標準品系的選定適合於一般均設有對照品系的品種區域試驗。第四類則適用於任何試驗，但不同品系須各有不同的環境指標估值。

爲檢定所建立之獨立性環境指標的可行性與可靠性，必須配合實際植物生長資料進行穩定性分析，並與傳統的非獨立性環境指標間作一比較，以作爲日後育種上選拔適當環境指標的依據。其檢定內容包括：直線迴歸模式配合的情形，各品系之穩定性介量間的序列相關 (rank correlation)，各品系之平均收量與迴歸係數間相關的變化等，並從中選出用以進行穩定性迴歸分析時最理想的獨立性環境指標。

結 果

將秋作落花生10種新育成品系與2種推廣品系（11,12）在4種不同地區下兩年（計有地區×年度8種環境條件）之區域試驗中所調查得到的莢果（pod）及籽粒（kernel）產量資料，分別以非獨立性（O）與獨立性環境指標（R, S, ……,EL）進行穩定性迴歸分析，所估得之各品系的平均產量（m）、迴歸係數（b）及迴歸離差均方（S^2d）分別列於表1及表2：由直線迴歸配合情形來看，除了籽粒性狀之 RP2 環境指標以外，兩種性狀之各種環境指標下各品系之b值皆顯著異於0（表1-A,B）；就迴歸離差均方言之，兩種性狀均顯示出 RP2 及 EL 指標會使交感作用呈非直線性的品系比例增高，而其他各種獨立性環境指標與傳統指標的結果則一致，其 S^2d 與 0 之間差異並不顯著（表2-A, B）。

Table 1. Mean yields (m) and the linear regression coefficient (b) of the individual genotype for different environmental indices in (A) pod and (B) kernel yield of peanut under fall season

(A) Pod yield

Genotype^{+}	m (kg/ha)	b^{++}									
		O	R	S	EX	RP1	RP2	CK11	CK12	CK11+12	EL
1	2,352.8	1.17	1.13	1.17	1.14	1.17	1.17	1.10	1.16	1.14	1.18
2	2,356.6	1.08	1.11	1.08	1.04	1.23	0.92	1.12	1.08	1.12	1.08
3	2,182.7	0.92	0.97	0.93	0.85	0.91	0.94	1.08	0.97	1.04	0.89
4	2,427.4	1.07	1.02	1.07	1.12	1.06	1.06	1.12	1.08	1.11	1.06
5	2,724.0	0.92	0.86	0.90	0.94	0.88	0.96	0.91	0.93	0.93	0.89
6	2,434.0	0.75	0.79	0.76	0.81	0.83	0.67	0.75	0.73	0.75	0.72
7	2,494.2	0.84	0.87	0.84	0.87	0.82	0.85	0.83	0.79	0.81	0.81
8	2,390.0	0.90	0.86	0.91	0.87	1.01	0.78	0.89	0.88	0.89	0.89
9	2,410.2	1.17	1.21	1.16	1.14	1.11	1.22	1.06	1.13	1.11	1.17
10	2,519.8	1.16	1.13	1.17	1.20	1.13	1.19	1.06	1.12	1.10	1.17
11	2,253.3	1.03	1.00	1.02	0.96	1.01	1.07	1.12	1.12	1.12	1.01
12	2,410.6	1.00	1.05	1.00	1.06	0.85	1.17	1.09	1.09	1.09	1.00
Mean	2,412.9	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.01	1.01	1.02	0.99

(B)Kernel yield

Genotype^{+}	m (kg/ha)	b^{++}									
		O	R	S	EX	RP1	RP2	CK11	CK12	CK11+12	EL
1	1,707.5	1.19	1.16	1.23	1.21	1.17	1.20	1.14	1.22	1.19	1.20
2	1,652.6	1.11	1.13	1.07	1.13	1.27	0.95	1.15	1.10	1.14	1.12
3	1,422.3	0.83	0.78	0.91	0.90	0.84	0.84	1.07	0.93	1.02	0.80
4	1,743.1	1.23	1.21	1.15	1.20	1.10	1.32	1.26	1.15	1.23	1.21
5	1,921.1	0.85	0.84	0.73	0.86	0.86	0.84	0.85	0.82	0.84	0.79
6	1,703.1	0.70	0.68	0.72	0.74	0.79	0.60^{ns}	0.68	0.70	0.69	0.64
7	1,727.5	0.78	0.81	0.86	0.75	0.80	0.77	0.81	0.71	0.77	0.75
8	1,724.1	0.93	0.96	0.91	0.95	1.05	0.81	0.92	0.93	0.94	0.92
9	1,726.7	1.17	1.22	1.19	1.13	1.12	1.24	0.96	1.12	1.04	1.16
10	1,818.3	1.26	1.24	1.29	1.21	1.22	1.29	1.08	1.18	1.14	1.27
11	1,526.3	0.99	1.04	0.95	1.07	0.98	1.03	1.13	1.13	1.13	0.96
12	1,728.9	0.94	0.92	1.00	0.85	0.79	1.11	1.08	1.08	1.08	0.93
Mean	1,700.1	1.00	1.00	1.00	1.00	1600	1.00	1.01	1.01	1.02	0.98

+ : Genotype 1-5 : Nung-yu 11-15 ; 6-10 : Nan-kai-si 131-135 ; 11 : Tainung 4 ; 12 : Tainan sel. 9.

++ : All signficant different from zero at 1% level except mark ns(non-significance).

Table 2. Estimates of the deviation mean squares (S^2d) of the individual genotype for different environmental indices in (A) pod and (B) kernel yield of peanut under fall season

(A) Pod yield

Genotype	O	R	S	EX	RP1	RP2	CK11	CK12	CK11+12	EL
1	17,184	14,461	16,431	17,718	37,403	11,956	18,319	17,544	16,615	25,923
2	11,216	9,440	10,304	12,871	33,450	13,263	10,991	11,239	12,539	17,773
3	27,088	28,189	32,079	19,080	13,622	64,631	32,339	29,807	36,007	102,399**
4	24,344	20,032	23,295	27,131	16,498	53,817	24,303	24,424	25,886	29,575
5	41,981	38,457	36,407	32,600	52,643	37,200	39,534	42,513	40,838	178,092**
6	20,098	15,533	21,386	19,623	14,394	36,307	14,107	16,747	14,205	23,432
7	28,286	22,314	28,940	21,907	28,865	30,922	23,626	22,672	21,538	41,438
8	6,569	10,162	8,470	11,601	26,544	4,015	3,363	5,221	3,435	8,375
9	21,785	22,353	20,205	24,041	8,554	69,521*	22,661	22,526	20,226	26,720
10	16,474	15,760	18,089	14,619	23,384	18,146	17,108	17,204	14,647	35,411
11	43,586	45,511	39,315	32,393	74,187	41,099	44,027	44,027	44,027	86,068*
12	7,901	10,680	8,806	13,260	7,297	13,191	9,238	9,238	9,238	9,411

(B) Kernel yield

Genotype	O	R	S	EX	RP1	RP2	CK11	CK12	CK11+12	EL
1	7,633	5,320	6,785	10,317	14,294	7,429	8,164	7,234	7,629	9,475
2	3,172	2,476	3,242	4,454	12,804	6,170	2,914	3,190	3,488	6,859
3	17,114	12,414	18,702	12,452	9,016	35,754	21,923	20,047	24,289	122,634**
4	35,441	34,329	29,006	30,220	9,008	112,517*	34,358	36,710	35,468	46,319
5	36,260	27,788	24,977	29,335	43,741	32,677	34,903	35,399	34,941	106,925*
6	27,140	29,266	16,948	24,434	19,222	41,643	22,756	27,433	24,712	30,511
7	13,189	9,904	15,341	12,345	15,691	12,421	12,703	9,496	10,905	16,074
8	4,098	2,658	6,798	5,775	12,132	4,317	3,189	4,131	3,627	5,584
9	25,855	27,902	31,216	23,931	13,473	58,170	24,835	26,309	23,912	32,613
10	10,105	10,105	8,585	7,742	11,220	12,962	12,166	11,590	10,066	31,212
11	22,598	25,588	22,844	15,581	36,345	23,242	23,184	23,184	23,184	67,064
12	7,875	7,751	8,150	13,867	6,537	10,763	9,514	9,514	9,514	10,372

*,** : Significantly different from zero at 5% and 1% level, respectivly.

所有獨立性環境指標之 b 值與傳統環境指標間有極顯著之正相關，而各種獨立性環境指標與傳統指標間之 S^2d 的估計值大小，除了莢果性狀的 RP（含 RP1 及 RP2 ）指標以及籽粒性狀之 RP1 和 EL 指標與傳統指標間之相關性會降低甚至於不顯著之外，其餘各種獨立性環境指標之 S^2d 值與傳統環境指標間均呈極顯著之正相關（表3）。爲探討以不同環境指標評價各品系之相對穩定性的結果是否一致，按 $b \simeq 1$ 及 $S^2d \simeq 0$ 爲最穩定的準則，將所有品系依次排序：b 之序列（r_b）設爲1

者爲最穩定的品系，序列愈高則示愈不穩定； S^2d 之序列（r_s）設爲1者爲估得該品系之 b 值可靠性最高，序列愈高則示 b 值信賴度愈低（Eberhart and Russell 1966）。另外，亦同時將各品系平均收量（m）依其值大小依次排列，即收量最高者m的序列值設定爲1。因此，品系之 b, S^2d 及m的序列愈是在前（愈小），表示該品系爲高產且穩定的理想品種。兩種性狀之 m, b 及 S^2d 的序列值（r_m, r_b, r_s）各列於表 4-A, B。比較傳統環境指標與各種獨立性環境指標間穩定程度（r_b, r_s）之相關得知（表5），無論莢果或籽粒性狀， R, S, EX 及 EL 四種獨立性環境指標與傳統指標間所評估之穩定性均相當一致； CK 指標中若採品系12爲對照品系可獲致相同的結論，但由於品系11作爲對照品系可能並不適當，故同時考慮兩推廣品種爲對照品系時，以 CK 指標進行穩定性直線迴歸分析的結果反而與傳統指標所得者不一致； RP 指標所得結果則相當不一致。

Table 3. Correlation of magnitude of stability parameters between dependent environmental indices and each of independent environmental indices in pod and kernel yield of peanut under fall season

Trait		R	S	EX	RP1	RP2	CK11	CK12	CK11+12	EL
Pod	b	.95***	1.00***	.94***	.83***	.88***	.82**	.95***	.90***	1.00***
	S^2d	.96***	.98***	.93***	.65*	.55	.97***	.98***	.95***	.82**
Kernel	b	.99***	.95***	.96***	.88***	.92***	.76**	.91***	.86***	1.00***
	S^2d	.96***	.90***	.96***	.51	.79**	.98***	.99***	.98***	.59*

*,**,*** : Significant at 5%, 1% and 0.1% level, respectively.

Table 4. Ranking of the mean yields (r_m), regression coefficient (r_b) and deviation from mean squares (r_s) of the individual genotype for different environmental indices in (A) pod and (B) kernel yield of peanut under fall season

(A) Pod yield

Genotype	r_m	r_b										r_s									
		O	R	S	EX	RP 1	RP 2	CK 11	CK 12	CK11 +12	EL	O	R	S	EX	RP 1	RP 2	CK 11	CK 12	CK11 +12	EL
1	10	11	8	10	8	9	8	6	10	10	10	5	4	4	5	10	2	6	6	6	5
2	9	4	5	5	2	12	5	10	4	8	4	3	1	3	2	9	4	3	3	3	3
3	12	6	3	4	10	4	2	3	1	1	5	9	10	10	6	3	11	10	10	10	11
4	5	3	2	3	5	3	3	8	3	7	3	8	7	8	10	5	10	9	9	9	7
5	1	5	10	7	3	6	1	5	2	2	7	11	11	11	12	11	8	11	11	11	12
6	4	12	12	12	11	10	12	12	12	12	12	6	5	7	7	4	7	4	4	4	4
7	3	9	7	9	6	11	6	11	11	11	11	10	8	9	8	8	6	8	8	8	9
8	8	7	9	6	7	2	10	7	6	6	6	1	2	1	1	7	1	1	1	1	1
9	7	10	11	8	9	5	11	2	9	5	9	7	9	6	9	2	12	7	7	7	6
10	2	8	6	11	12	7	9	1	8	4	8	4	6	5	4	6	5	5	5	5	8
11	11	2	1	2	1	1	4	9	7	9	2	12	12	12	11	12	9	12	12	12	10
12	6	1	4	1	4	8	7	4	5	3	1	2	3	2	3	1	3	2	2	2	2

(B) Kernel yield

Genotype	r_m	r_b										r_s									
		O	R	S	EX	RP 1	RP 2	CK 11	CK 12	CK11 +12	EL	O	R	S	EX	RP 1	RP 2	CK 11	CK 12	CK11 +12	EL
1	8	8	5	9	10	7	7	7	10	9	7	3	3	2	4	8	3	3	3	3	3
2	10	4	4	3	5	12	2	8	4	7	4	1	1	1	1	6	2	1	1	1	2
3	12	6	9	5	3	6	5	2	2	1	6	7	7	8	6	3	9	7	7	9	12
4	3	10	8	7	8	3	11	11	7	10	9	11	12	11	12	2	12	11	12	12	9
5	1	5	6	10	6	5	4	9	8	8	8	12	9	10	11	12	8	12	11	11	11
6	9	12	12	11	12	9	12	12	12	12	12	10	11	7	10	10	10	8	10	10	6
7	5	9	7	6	11	8	8	10	11	11	10	6	5	6	5	9	5	6	4	6	5
8	7	3	1	4	1	2	6	3	1	3	3	2	2	3	2	5	1	2	2	2	1
9	6	7	10	8	4	4	9	1	5	2	5	9	10	12	9	7	11	10	9	8	8
10	2	11	11	12	9	11	10	4	9	6	11	5	6	5	3	4	6	5	6	5	7
11	11	1	2	2	2	1	1	6	6	5	1	8	8	9	8	11	7	9	8	7	10
12	4	2	3	1	7	10	3	5	3	4	2	4	4	4	7	1	4	4	5	4	4

Table 5. Correlation of ranking of stability parameters between dependent environmental indices and each of independent environmental indices in pod and kernel yield of peanut under fall season

Trait		R	S	EX	RP1	RP2	CK11	CK12	CK11+12	EL
Pod	r_b	.76**	.92***	.74**	.36	.64*	.06	.71**	.42	.96***
	r_s	.92***	.98***	.91***	.37	.72**	.96***	.96***	.96***	.88***
Kernel	r_b	.85***	.82**	.77**	.31	.92***	.41	.72**	.59*	.94***
	r_s	.95***	.91***	.94***	.34	.90***	.98***	.97***	.97***	.80**

*,**,*** : Significant at 5%, 1% and 0.1% level, respectively.

b與 S^2d 之間不論估值大小或其序列，除了R指標之外，兩種性狀之各種環境指標下皆無明顯的關係存在（表6），意指直線性與直線性的信賴程度無關，或稱兩種穩定性介量間互爲獨立，此與Eberhart and Russell (1966) 所獲結果相同。b與m間之數值或序列亦無明顯直線關係（表6），顯示由該秋作落花生區域試驗中難以選出一個莢果或籽粒產量最高又最穩定的品系，且此種關係並不因環境變數測度之改變而受到影響。

Table 6. Correlation of statistics of regression analysis for each different environmental indices in pod and kernel yield of peanut under fall season

Trait		O	R	S	EX	RP1	RP2	CK11	CK12	CK11+12	EL
Pod	b vs S^2d	−.16	−.20	−.27	−.08	.10	.12	.16	.06	.13	−.25
	r_b vs r_s	−.07	−.16	−.08	−.23	−.01	−.33	−.04	−.26	−.12	.06
	b vs m	−.12	−.24	−.15	.12	−.22	−.03	−.45	−.26	−.36	−.13
	r_b vs r_m	−.17	−.43	−.44	−.15	.30	−.10	.00	−.19	.02	−.37
Kernel	b vs S^2d	−.13	−.04	−.14	−.15	−.23	.32	−.09	−.16	−.13	−.33
	r_b vs r_s	−.33	.62*	.24	.16	−.21	.50	.22	.29	.23	.16
	b vs m	.17	.17	.05	.02	.11	.16	−.29	−.09	−.20	.16
	r_b vs r_m	−.27	−.16	−.41	−.34	−.09	−.33	−.18	−.27	−.25	−.38

*： Significant at 5% level.

討　論

綜合以上結果得知，利用取樣法將所有參試品系分為兩組後所求得的環境指標進行直線迴歸分析，可獲得與傳統環境指標極為一致的穩定性評估結果，應是最理想的獨立性環境指標。但其中以逢機取樣（R）或極端取樣（EX）分組法所建立的獨立性環境指標，用以評價品系穩定性的準確性可能會則隨試驗材料之不同而異，蓋前者容易受逢機樣品不具代表性的影響，而後者將較高及較低產量的半數品系各歸為一組較會減低組內基因型與環境交感作用，故造成所評估的穩定性結果可能不一致。若不計迴歸離差均方上的影響，則亦可考慮採取去除迴歸品系的方式（EL）求得獨立性環境指標，此與 Freeman and Perkins (1971) 及 Pritts and Luby (1990) 之主張符合。唯採取 EL 指標，必須每一品系各有不同的環境指標估值，計算上比較麻煩。 Fripp (1972) 及 Zhang and Geng (1986) 之以對照品系資料所得之環境效應值為獨立性環境指標（CK）的建議，則可能會因所選擇的對照品系與參試品系對環境的反應型式不同，以致影響結果的準確性。如本研究中秋作落花生區域試驗資料，雖有兩種推廣品種可供對照，但宜僅採用品系12（臺南選9號）為對照品系所估得之獨立性環境指標，可有較為一致的結果。至於將資料所有重複劃分為兩組資料，各以其中一組為指標組計算其環境變數估值作為另一受試組的獨立性環境指標的方法，顯然受樣品大小的影響甚鉅；只有在重複次數夠多時，此法所得之環境指標才能獲得準確的穩定性評估結果。

由於對植物發生影響的環境因素多不勝數，且不一定可以預知，所以環境因素之實際計測值對作物生長之穩定性並無太大意義；然正因為如此，數學上「獨立」的環境指標幾無法求得，除非是在環境因素均確知且互相獨立的人為控制環境，始有探討之必要。本研究從傳統環境指標重新設定直線迴歸之各種獨立性環境指標，嚴格來講，雖然在數理上並不滿足「獨立」之要求，但在解決傳統迴歸係數為一種「相對穩定」的觀點上而言，此等近似「獨立」之環境指標不僅滿足統計分析上之理論要求，且在實際應用上與傳統指標之評估結果一致，對未來建立預測性之植物穩定性模式，應有所助益。獨立性環境指標之使用前提，必須假設取樣樣本均屬同一參試品系族群，因此取樣方法及大小之不同，倘不具代表性，可能會引起訊息之嚴重損失及錯誤結果。大致而言，只要基因型、環境及重複數很多，以上各種獨立性環境指標不但可補非獨立性的傳統環境指標在統計上的缺失，其評價品系穩定性的結果與非獨立性環境指標比較亦無太大差異。此與 Virk *et al* (1984) ， Pham and Kang (1988) 及 Pritts and Luby (1990) 之看法相符合。而其中以分層取樣分組所建立之獨立性環境指標，

可最不受試驗材料的限制。綜言之，需要大量的環境及基因型個數才能估得可靠的穩定性估計值，當環境及基因型個數甚少時，在可期待的未來，非介量分析法（Nassar and Hühn 1987）或許可考慮使用（Lu 1989）。

如何使迴歸分析之應用在作物穩定性的評估結果最具價值，根本解決之道乃有賴於經驗豐富且判定準確的育種工作者去確定適宜的品系參試（依習性、種緣、用途）及適當的環境（地域、年份、季節期作）組合，再配合合理的統計分析，才算圓滿。

誌　　謝

本試驗承本所農藝系落花生研究室提供分析資料，特此誌謝。

參考文獻

1. Eberhart, S. A. and W. A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6 : 36-40.
2. Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. Aust. J. Agric. Res. 14 : 742-754.
3. Freeman, G. H. and J. M. Perkins. 1971. Environmental and genotype-environmental components of variability. Ⅷ. Relations between genotypes grown in different environments and measures of these environments. Heredity 27 : 15-23.
4. Freeman, G. H. and P. Crisp. 1979. The use of related variables in explaining genotype-environment interactions. Heredity 42 : 1-11.
5. Fripp, Y. J. 1972. Genotype-environmental interactions in *Schizophyllum commune*. II. Assessing the environment. Heredity 28 : 223-238.
6. Hardwick, R. C. and J. T. Wood. 1972. Regression methods for studying genotype-environment interactions. Heredity 28 : 209-222.
7. Hill, J. 1975. Genotype—environmental interactions —a challenge for plant breeding. J. Agric. Sci. 85 : 477-493.
8. Knight, R. 1971. A multiple regression analysis of hybrid vigor in single crosses of *Dactylis glomerata* L. Theor. Appl. Genet. 41 : 306-311.
9. Lu, H. S., W. L. Tsaur and J. H. Yang. 1988. Yield stability studies in peanut. J. Agric. Res. China 37 : 278-290.
10. Lu, H. Y. and H. P. Wu. 1986. Studies on the genotype-environment interaction of *Arabidopsis thaliana*. Bot. Bull. Academia Sinica 27 : 187-207.
11. Lu, H. Y. 1989. Studies on nonparametric method of phenotypic stability. I. Comparison between nonparametric and parametric measures. J. Agric. Res. China 38 : 208-215.
12. Moav, R. and G. Hulata. 1975. Genetic differences between the Chinese and European races of the common Carp. I. Analysis of genotype-environmental interactions for growth rate. Heredity. 34 : 323-340.
13. Nassar, R. and M. Hühn 1987. Studies on estimation of phenotypic stability : Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. Biometrics 43 : 45-53.
14. Perkins, J. M. and J. L. Jinks. 1968a. Environmental and genotype-environmental components of variability. Ⅲ. Multiple lines and crossess. Heredity 23 : 339-356.
15. Perkins, J. M. and J. L. Jinks. 1968b. Environmental and genotype-environmental components of variability. Ⅵ. Non-linear interactions for multiple inbred lines. Heredity. 23 : 525-535.
16. Perkins, J. M. and J. L. Jinks. 1973. The assessment and specificity of environmental and genotype-

environmental components of variability. Heredity 30 : 111-126.

17. Pham, M. N. and M. S. Kang. 1988. Interrelationships among and repeatability of several stability statistics estimated from international maize trials. Crop Sci. 28 : 925-928.

18. Pritts, M. and J. Luby. 1990. Stability indices for horticultural crops. HortScience 25 : 740-745.

19. Russell, W. K. and C. W. Stuber. 1985. Genotype × photoperiod and genotype × temperature interactions for maturity in maize. Crop Sci. 25 : 152-158.

20. Taylor, C. E. and Mitton, J. B. 1974. Multivariate analysis of genetic variation. Genetics 76 : 575-585.

21. Virk, D. S., N. B. Singh, M. Srivastava and G. Harinarayana. 1984. Regression analysis for general adaptation in pearl millet using different environmental indices. Theor. Appl. Genet. 68 : 509-513.

22. Wood, J. T. 1976. The use of environmental variables in the interpretation of genotype-environment interactions. Heredity 37 : 1-7.

23. Zhang, Q. and S. Geng. 1986. A method of estimating varietal stability for data of long-term trials. Theor. Appl. Genet. 71 : 810-814.

Independent Environmental Indices for Stability Analysis in Peanut Yield Trials[1]

Hsiu Ying Lu[2]

Summary

Linear regression model is useful to evaluate the adaptation of a quantitative character to the change of environments. However, in the conventional regression analysis for stability, mean performance of individual genotypes is regressed on the environmental index measured by the mean performance of all genotypes grown in that environment. The use as independent variable of values which are not independent of the phenotypic variable regressed on to them, therefore the assessment of stability should correspond most closely to the average response of the trial individuals. In the present study, regression analysis on peanut yield trials were performed to construct different measures of independent environmental values and to compare their relative stability. The results showed that division of the genotypes by random, stratified and extreme method into two subsets using one subset to measure the genotype-environment interactions and the second subset to assess the environments made little difference on the general conclusion of regression analysis, thus can be regarded as ideal independent environmental indices. Inclusion of assessment genotype to assess its environmental values is useful when the effect on deviations from regression mean squares (S^2d) is ignored, but its use becomes difficult since there requires the caculation of a separate environmental index for each regression. Use of check genotypes which respond in the same way as the trial genotypes to assess the environments may also be satisfactory. Division of replicates at random into two subsets is preferred only when there are many replicates in the trial.

Key Words : Stability analysis, Independent environmental index, Peanut.

---

1. Contribution No. 1592 from Taiwan Agricultural Research Institute. This work was supported partly by the National Science Council, Grant No. 79-0409-B055-13.
2. Statistician, Department of Agronomy, TARI. Wufeng, Taichung Hsien, Taiwan 41301, R. O. C.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(4)：396～406（1991）

楊桃『臺農一號』之育成

王武彰

摘要：楊桃新品種「臺農一號」係於1974年從「二林種」「蜜絲種」及「歪尾種」等自然雜交後裔中選獲，並於1990年命名推廣。本品種之特性爲植株枝條呈軟性，枝色橙紅色帶有白色斑點突起，葉片大達9.2cm^2，果柄長且粗，平均達4.9cm，容易進行套袋，結果部位大都於細枝上。果蒂突出、果端鈍形、形狀美觀、肉色金黃、肉質細緻、纖維少、味清香，單株產量平均達35.1kg，單果重爲338g，「二林種」僅達265g，可溶性固形物爲8.6%，斂厚2.5cm，「二林種」爲2.3cm，枸櫞酸含量爲0.27%果實採收後貯藏至20日其水分消失率低僅達9.5%，炭疽病罹率也低至12日僅達13.6%。

關鍵詞：楊桃、新品種、臺農一號、產量、品質。

楊桃（*Averrhoa Carambola.* L）屬酢醬草科之常綠性果樹，分佈於熱帶及亞熱帶地區，本省各地均有栽培。楊桃果實美味可口，清涼芳香，富營養[3]，產期長，產量又高，其生產旺季適值本省水果最稀少季節，對果農生產利潤優厚，據農林廳統計至1989年本省楊桃栽培面積急增至3,000ha[4]左右。目前已成爲重要經濟果樹之一。

臺灣目前栽培之品種大都由實生變異[15,16]而得，主要有「二林」、「秤錘」、「青墘」、「厚稔」、等4種，這些品種因產量、品質及風味未臻理想，因此改進現有品種缺失，育成以專供鮮食爲主品種，是刻不容緩之工作。本分所有鑑於此，早年即著手進行育種工作，除繼續由產地選拔實生變異品種外，並採用本分所早年蒐集之「二林」、「蜜絲」及「歪尾」等3優良品種，混植[6,16,17,18]行自然雜交，後裔單株選拔，選育具備產量高、品質佳、肉質細緻、風味清香等優良品系特性[2]之63—01新品系，經品種比較，區域試作後，成果甚佳。逐於1990，正式命名爲楊桃新品種「臺農一號」。

材料及方法

一、供試材料：

係以鳳山熱帶園藝試驗分所早年保存之「二林」、「蜜絲」、「歪尾」等3品種爲供試材料。

二、育成方法：

試驗係於1974年秋季，在本分所將現有優良品種：「二林」、「蜜絲」及「歪尾」等品種各混植2株，行株距各爲1m，行品種間自然受粉，於果實成熟，各品種分別採收種子播種，其中自「二林種」（母本）採收之25粒種子中，經培育獲得19株實生苗。並定植田間，當植株成長至1m以上時進行整株修剪，以促使植株提早開花結果，於果實成熟進行產量調查及品質分析，行第一階段淘汰劣種，初選得3優良實生單株，再行比較後，選出枝條特性軟，產量及品質俱佳之優良單株63—01，採取接

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1593 號。
2. 本計畫爲中央加強農業建設補助計畫76農建—8.1糧—40（2—6）經費補助，謹此致謝。
3. 育種中承王順益先生協助，文成後蒙沈分所長再發、陳主任敏祥、劉主任政道等斧正，感謝之至。
4. 鳳山熱帶園藝試驗分所助理研究員　臺灣省　高雄縣　鳳山市。

穗高接成年樹，再進行比較及區域試植結果，認爲值得推廣價值，遂提出申請命名。

㈠楊桃「臺農一號」之育種流程：

二林種 蜜絲種 歪尾種	→混植雜交→二林種→單株選拔→臺農一號

父母本混植　自然受粉　果實選拔 後裔選拔 / 品系比較　命　名

㈡選育過程

試驗過程	試驗年代	說明
雜交[a]	1974	在本分所試驗區進行，每品種2株，採逢機排列混合種植，促使開花自然受粉，果實成熟分別採收種子。
實生苗培育	1975—1976	於本分所試驗區進行播種、發芽、假植，行株距各15公分，培育實生苗。
後裔單株選拔	1977—1979	各實生苗生長至35—45公分定植於本分所楊桃試區培育，行株距1.5公尺。待生長1至1.5公尺，利用整枝修剪方法，促使開花結果並行單株選拔。結果於1974年之實生後裔19株中其枝條特性有直立性、半直立性及軟性三種，並淘汰直立及半直立性植株後，剩下三株其編號爲63—01、63—02、63—11。然後再依果實產量和品質等性狀行第2次淘汰。於1979年將所選優良單株63—01先行嫁接成年樹。
品種(系)比較試驗	1980—1982	以所選63—01優良株，爲與目前較優良品種進行比較，而選定與栽培面積最廣之「二林種」於本分所試驗區內行品種比較試驗。爲提早開花結果行成年樹高接。結果時行產量及品質比較調查。
區域試驗b	1984—1987	嫁接種苗，分別在北、中、南部等本省主要4個楊桃產地行區域試驗。對照品種仍以「二林種」，行株距各6×6公尺三角種植法，採用逢機排列，重複四次，樹型以棚架式倒圓錐方式修剪。

註：a. 由受粉至品種比較試驗在本分所楊桃品種園和試區進行。
b. 區域試驗分別在苗栗縣卓蘭鎮、彰化縣員林鎮、臺南縣楠西鄉、屏東縣里港鄉進行。

三、植株園藝特性及生育調查

實生後裔單株選拔依枝條伸展分佈特性區分爲直立性，半直立性及軟性等 3 種樹型，首先淘汰直立性與半直立性，所得優良實生單株再與目前栽培品種進行園藝特性之枝色，葉片大小，果柄長及粗細，開花部位，以爲將來品種區分。生育情形在區域試植中，依品種、地區、土壤條件不同下栽培，自種植後每隔 3 個月舉行 1 次品種間樹高、樹寬及距地面上30cm高之樹幹直徑等植株生育情形調查。

四、產量及品質分析

㈠產量調查：

各實生後裔單株產量自定植後，培育開花結果，果實不予疏果，成熟時調查全部所結果實產量、果粒數、再換算平均單果重等，全年統計值。品種比較及區域試值依產地栽培方法同上調查。

㈡品質分析：

各單株果實成熟依夏、冬季所採收果實取樣分析其果重，果形，皮、肉色，肉質粗細，纖維含

量，風味，糖、酸度，果汁量/100g等，再求平均值，每品種各時期各隨機取10粒供分析之材料。

五、果實貯藏性

供試果實於1986年1月23日採自屏東縣里港鄉試植區，每品種各40粒果實，分4重複，隨機排列，果實採取後即刻調查重量，置於室溫下，每隔2日調查1次果實水分消失情形，所得再換算成百分比。

六、果實貯藏中炭疽病之罹病率

供試果實於1986年11月4日採自屏東縣里港鄉試區，每品種各50粒，分5重複，隨機排列，果實採收後置於室溫下，每隔 2 日調查 1 次果實炭疽病感病症區分爲 5 個等級，加以記錄，所得再轉爲罹病率。

果實炭疽病症之感病症區分等級：

0：代表無病斑0

1：代表病斑面積1—5%

2：代表病斑面積6—10%

3：代表病斑面積11—30%

4：代表病斑面積31—60%

5：代表病斑面積61%以上

並依下列公式算出罹病度

$$罹病度=\frac{\Sigma\ (指數\times該指數罹病數)}{5\times調查總數}\times100$$

結 果

一、實生後裔單株選拔

於1974年秋季於本分所利用「二林」、「蜜絲」及「歪尾」等三品種，進行混植並行自然雜交受粉，於「二林種」果實採收種子播種培育實生單株依其枝條特性、果實大小、皮色、糖度、枸櫞酸、風味等條件，先行淘汰直立性與品質較劣品系，初步選出63—01、63—02及63—11等3種品質及特性較佳之優良實生單株再進行比較。其結果如表1所示：

表1. 優良實生單株品質調查

Table 1. Comparison on horticultural characteristics of three sleected sexual progenies.

項目 Items / 品系 Lines	果重 Fruit weight (g)	皮色 Fruit color	糖度 Brix (%)	枸櫞酸 Citric acid (%)	風味 Taste	枝條特性 Twig characteristics
63—01	209.0	Yellow	8.1	0.25	Sweetness	Softness
63—02	173.0	Whitish-yellow	7.7	0.23	Sweetness	Semi-erect
63—11	151.6	Pale-yellow	7.4	0.29	Sweetness	Semi-erect
Er-Lin	145.8	Pale-yellow	7.8	0.26	Sweetness	Semi-erect

由表 1 顯示，初選出之3個優良實生單株其園藝特性及品質再經複選後，確認63—01品系具備鮮食用育種之目標單株，經命名爲「臺農一號」。

二、品種比較試驗：

㈠「臺農一號」實生單株產量調查

經1979年選拔之「臺農一號」，後裔單株其枝條高接成年樹，於1980年起開花結果，連續4年產量經調查結果如下所示：

表2. 「臺農一號」實生單株產量調查

Table 2. Comparison on yield of Tainoung No.1

單位：株
Unit：plant

項目 Items / 品種 Varieties / 年度 Years	產量 Yield(kg)		果粒數(粒) No of fruit		平均果重 Fruit wt(g)		樹齡 Tree age
	臺農一號 Tainoung No.1	二林種 Er-Lin	臺農一號 Tainoung No.1	二林種 Er - Lin	臺農一號 Tainoung No.1	二林種 Er-Lin	
1980	2.19	3.98	12.6	36.5	173.8	109.0	2-year-old
1981	20.44	4.58	102.5	55.8	199.4	82.1	3-year-old
1982	39.31	23.48	181.0	184.7	217.1	127.1	4-year-old
1983	53.40	35.90	272.0	309.0	196.3	116.2	5-year-old
平均値 Average	28.84	17.00	142.0	146.5	196.7	108.6	

由表2顯示，2品系間之產量差異，經4年連續調查非常明顯，「臺農一號」單株平均爲28.8kg 比對照「二林種」爲高，僅爲17.0kg，平均單果重也較大。

㈡「臺農一號」實生單株果實性狀及品質分析：

爲瞭解合乎消費者之需求，於1981年進行調查比較「臺農一號」與目前現有商業性栽培品種其果實性狀及品質差異，經調查結果所得如表3、表4所示：

表3. 「臺農一號」果實性狀調查

Table 3. Comparison on fruit characteristics of Tainoung No.1

項目 Items / 品種 Varieties	果重 Fruit weight (g)	果長 Fruit length (cm)	果徑 Fruit diamter (cm)	斂厚 Rib thickness (cm)	斂高 Rib height (cm)	果形 Fruit shape	果蒂 Stem end	果尖 Stle end	皮色 Fruit color
臺農一號 Tainoung No.1	199.4	12.7	8.1	2.2	3.6	Elliptic	Protrusion	Obtusa	Golden yellow
二林種 Er-Lin	82.1	10.9	6.9	1.9	2.7	Oblonga	Slightly protruded	Tapering	White

表4. 「臺農一號」果實品質分析調查

Table 4. Analysis of fruit quality of Tainoung No.1

項目 Items / 品種 Varieties	肉色 Flesh color	肉質 Flesh texture	纖維 Fiber	香味 Aroma	糖度 Brix (%)	硬度 hardness (kg/cm2)	果汁量 Juice content (ml/100g)	品質 Quality
臺農一號 Tainoung No.1	Yellow	Fine	Less	Pale fragrant	8.6	1.4	86	Excellent
二林種 Er-Lin	White	Slighthy fine	Slighthy more	Pale	8.1	1.4	80	Medium

「臺農一號」與「二林種」果實性狀及品質最大之差別，由表3及表4顯示，「臺農一號」果實比「二林種」爲大，其果形呈長紡錘形，果蒂突出、果尖鈍形、果皮色金黃、肉色也黃，而「二林種」均爲白色，且肉質細緻、纖維少、風味清香等優點。

㈢「臺農一號」實生單株園藝特性調查

「臺農一號」園藝特性調查結果如表5所示：

表5. 楊桃新選育品種植株特性調查

Table 5. Comparison on plant characteristics of Tainoung No.1

項目 Items / 品種 Varieties	枝條特性 Twig charact-eristics	枝色 Twig color	葉面積 Leaf areas (cm^2)	果柄 Pediuncle 長度 Lenght (cm)	果柄 Pediuncle 直徑 Diameter (cm)	開花部位 Bloom position
臺農一號 Tainoung No.1	Softness	Orange-red With whitish spot	9.2 a	4.9 a	Coarse	Fine branch
二林種 Er-Lin	Semi-erect	Orange-red	3.7 b		Slender	Coarse branch

備註：1. 表中英文字爲採用 L.S.D.分析5％差異顯著標準。

2. 葉片大小採用葉面積儀測定15支葉柄各小葉之平均値（由新梢向下算起）。於1980年8月採自鳳山分所試區之葉片測定。

3. 開花部位係指始花部位。

由表5得知楊桃新品種「臺農一號」之園藝特性與對照「二林種」有顯著差異，「臺農一號」枝條呈軟性，枝色橙紅色帶有白色斑點突起，小葉片大達9.2㎠，果柄長且粗，比「二林種」長32％，便於套袋。

三、區域試驗

爲進一步瞭解楊桃「臺農一號」新品種，在本省不同氣候環境與土壤條件下生長情形，以爲推廣之依據。於1984年4月6月間將本分所培育所嫁接之種苗，分別送至本省楊桃主產地苗栗縣卓蘭鎭、彰化縣員林鎭、臺南縣楠西鄉、屛東縣里港鄉各設置 0.1ha 土地種植，行區域試驗。對照品種仍以「二林種」。行株距各 6×6m 三角種植法，採用逢機排列，重複 4 次，樹形以棚架式倒圓錐型方式修剪，管理方法依一般方式實施，生育期間經調查，其結果分述如下：

㈠植株生育情形

「臺農一號」於全省主產地栽培觀察，以瞭解其不同地區之植株生育狀況，各地區植株於1984年4月至6月間種植後，每隔3個月分別調查1次植株之生育情形，至1986年6月止爲期2年，計調查8次，結果如表6所示。

表6. 「臺農一號」新選育品種與對照品種地區單株生育調查

Table 6. Comparison on plant growth of Tainoung No.1 at main carambola production areas.

單位：cm
Unit：cm

年度 Years	品種 Varieties \ 項目 Items / 地區 Areas	樹高 Plant height					樹寬 Caropy					樹幹直徑 Trunk diameter				
		里港 Li-kang	楠西 Nan-cy	員林 Yuan-lin	卓蘭 Tso-lan	平均 Ave	里港 Li-kang	楠西 Nan-cy	員林 Yuan-lin	卓蘭 Tso-lan	平均 Ave	里港 Li-kang	楠西 Nan-cy	員林 Yuan-lin	卓蘭 Tso-lan	平均 Ave
1984.7 | 1985.6	臺農一號 Tainoung No.1	100	170	81	167	129a	122	188	83	186	145b	3.2	4.8	2.6	3.5	3.5a
	二林種 Er-Lin	115	196	93	183	147a	155	217	88	236	174a	2.9	5.9	2.1	4.2	3.8a
1985.7 | 1986.6	臺農一號 Tainoung No.1	281	253	100	216	212a	359	324	145	214	260a	6.8	7.4	3.9	4.1	5.6a
	二林種 Er-Lin	244	292	140	362	260a	290	379	202	373	311a	5.7	8.4	4.0	6.5	6.2a

備註：1. 表中英文字母爲資料採用 L.S.D.方法分析5%差異顯著性。
2. 1984.7—1985.6爲一年生植株。
1985.7—1986.6爲二年生植株。
3. 樹幹直徑以距地面30公分處調查。

由表6顯示，供試楊桃新品種「臺農一號」於全省四處不同氣候環境及土壤條件下栽培。其與對照「二林種」之樹高、樹寬及樹幹直徑等各性狀，略較「臺農一號」爲高且大，然所得資料經統計分析結果，證明各性狀之差異並不顯著。

㈡產量調查

爲瞭解新選育品種「臺農一號」於地區種植後之產量與商業性品種進行比較，茲自1985年7月起至1987年6月止爲期3年之連續調查所得如表7所示：

表7. 區域試驗產量調查

Table 7. Comparison on yield of Tainoung No.1 derived from regional trial at main carambola production areas.

地區 Areas	年度 Years	產量 Yield (kg)		果粒數(粒) No of fruit		平均單果重 Ave fruit weight (g)	
		臺農一號 Tanoung No.1	二林種 Er - Lin	臺農一號 Tanoung No.1	二林種 Er - Lin	臺農一號 Tanoung No.1	二林種 Er - Lin
里港區 Li-kang	1984.7～1985.6	5.4	19.5	18	98	299	199
	1985.7～1986.6	42.0	14.6	141	72	298	204
	1986.7～1987.6	59.7	68.0	187	248	320	274
	平均值 Average	35.7	34.0	115	139	306	266
楠西區 Nan-cy	1985.7～1986.6	49.3	25.1	130	70	379	358
	1986.7～1987.6	53.5	31.7	151	105	354	302
	平均值 Average	51.4	28.4	141	88	367	330

員林區 Yuan-lin	1984.7～1985.6	6.7	5.5	19	25	354	219
	1985.7～1986.6	44.4	36.5	168	160	364	228
	1986.7～1987.6	38.1	14.0	103	52	370	270
	平均值 Average	29.7	18.7	97	79	329	239
卓蘭區 Tso-lan	1985.7～1986.6	13.5	2.7	44	11	307	240
	1986.7～1987.6	33.9	4.8	82	15	416	312
	平均值 Average	23.7	3.8	63	13	362	276
總 平 均 Ave		35.1a	21.2a	104	80	338a	265b

備註：1. 楠西及卓蘭等2區第1年（1984.7—1985.6）未開花結果。
2. 表中英文字母爲資料採用 L.S.D.方法分析5%差異顯著性。

新選育品種「臺農一號」及對照「二林種」經4處不同地區試植後，其產量經調查由表8顯示各區其單株之平均產量均較對照「二林種」爲高，4個地區平均「臺農一號」爲35.1kg，而「二林種」僅達21.2kg。平均單果重同樣也重，「臺農一號」爲338g，而「二林種」僅爲265g，經統計分析結果差異顯著。

㈢果實性狀及品質分析

爲瞭解新選育品種「臺農一號」於不同地區栽植後，所生產之果實性狀及品質是否因氣候環境與土壤條件差異而受影響，於1987年採自全省不同地區栽植之兩品種果實加以品質分析與性狀調查，結果如表8所示：

表8. 區域楊桃果實性狀及品質分析表

Table 8. Comparison on fruit characters and quality of Tainoung No.1 derived from regional trial at main carambola production areas.

品 種 Varieties	區 域 Areas	果 重 Fruit weight (g)	果 長 Fruit length (cm)	果 徑 Fruit diemeter (cm)	斂 厚 Rib thickness(cm)	斂 高 Rib height (cm)	皮 色 Fruit color	肉 色 Flesh color	種子數(粒) No of seeds	糖 度 Brix (%)	枸櫞酸 Citric acid (%)	果實乾物重 Fruit dry weight (%)
臺農一號 Tainoung No.1	里 港 Li-kang	306	14.1	9.3	2.6	3.7	Yellow	Yellow	14	8.8	0.24	9.0
	楠 西 Nan-cy	367	14.8	9.3	2.3	3.6	Yellow	Yellow	14	9.2	0.28	10.0
	員 林 Yuan-lin	329	11.4	7.9	2.3	2.9	Yellow	Yellow	7	7.8	0.32	8.7
	卓 蘭 Tso-lan	362	15.7	10.6	2.7	4.4	Yellow	Yellow	6	8.7	0.24	9.2
	平 均 Average	338	14.0	9.3	2.5	3.7			11	8.6	0.27	9.2

二林種 Er-Lin	里 港 Li-kang	266	13.9	8.9	2.1	3.5	Pale-Yellow	Pale-Yellow	4	7.9	0.27	9.8
	楠 西 Nan-cy	330	14.1	9.9	2.4	3.9	Pale-Yellow	Pale-Yellow	13	7.4	0.32	9.8
	員 林 Yuan-lin	239	11.4	7.7	2.3	3.0	Pale-Yellow	Pale-Yellow	4	6.5	0.32	7.3
	卓 蘭 Tso-lan	276	13.2	9.1	2.3	3.7	Pale-Yellow	Pale-Yellow	1	8.1	0.21	8.8
	平 均 Average	265	13.2	8.9	2.3	3.5			5	7.9	0.30	8.9

新選育品種「臺農一號」之果實其果形、品質均較對照「二林種」爲優。由表9得知，其果實大、長且斂厚，皮、肉色均黃及鮮艷，可溶性固形物含量高，「臺農一號」達8.6%，而二林種僅爲7.9%，肉質細緻、纖維少，乾物重含量高，枸櫞酸含量低「臺農一號」爲0.27%，「二林種」爲0.3%，風味清香等鮮食用優良特性。

(四)果實貯藏性：

爲瞭解楊桃新品種「臺農一號」果實採收後之貯藏能力，試驗於1986年1月23日採自屏東縣里港鄉砂質壤土試植區採收果實，試驗於室溫下進行，所得結果如圖1所示：

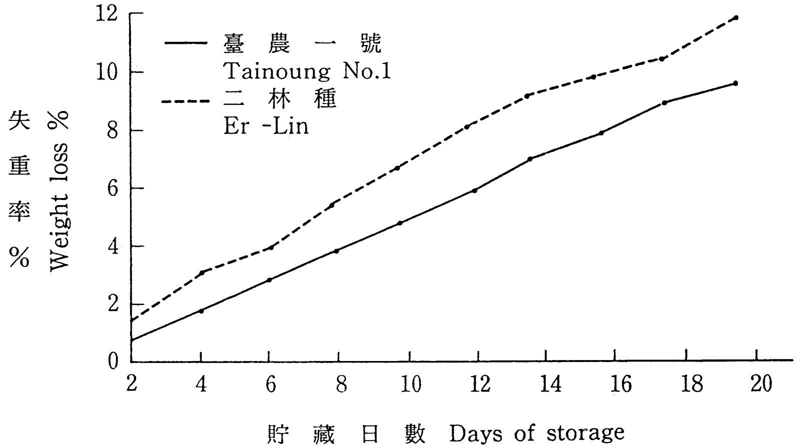


圖1. 新選育品種「臺農一號」果實貯藏後失重率

Fig 1. Cumulative curve of fruit weight loss of Tainoung No.1 and Er-Lin at 20 days after storage.

由圖1顯示，供試品種果實自產地採收後即送試驗室於室溫下貯存，經調查後均有失重現象，但對照「二林種」之失重率均較「臺農一號」爲高，至第20日「二林種」高達11.95，而「臺農一號」僅爲9.5%。

(五)果實貯藏中炭疽病之罹病率：

炭疽病爲楊桃果實貯存中重要病害之一，爲探求「臺農一號」果實採收貯存後罹病情形，試驗於1986年11月4日置於室溫下進行，調查方法依果實炭疽病之感病症區分5個等級再轉爲罹病率，所得資料採用 Bliss 氏轉角後以 Duncan's 多變域分析測定顯著性，所得如圖2所示：

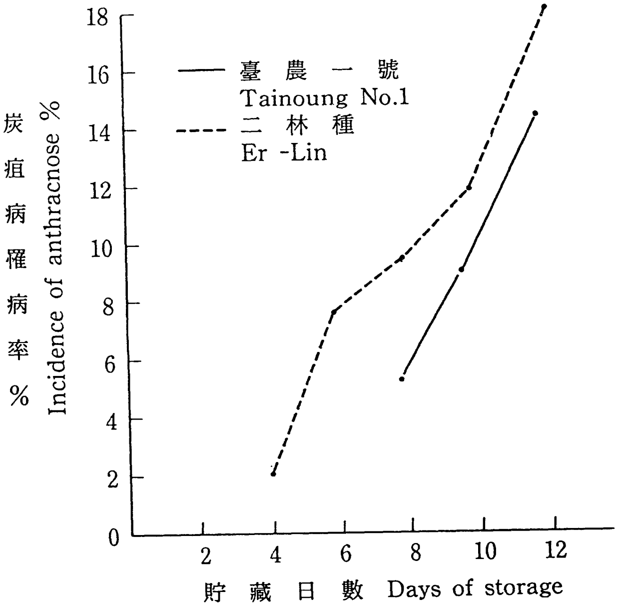


圖2. 楊桃臺農一號果實貯藏期間炭疽病罹病情形

Fig 2. Incidence of anthracnose of carambola fruit Tainoung No.1 and Er-Lin during storage.

由圖2顯示，供試品種果實採收後於室溫下貯存，其炭疽病之罹病率，「臺農一號」較「二林種」爲低，以貯藏天數而言，「二林種」第4日即輕微發生，至12日高達17.8%，而「臺農一號」第8日才產生，至第12日僅爲13.6%，顯示「臺農一號」不相同氣候環境及栽培管理下其對炭疽罹病性較強。

結　論

楊桃在臺灣已成爲重要經濟果樹之一，早年由於栽培技術落後且品種大都由實生變異而得，果實產量低，品質、風味欠佳，爲提升楊桃產業之發展，新品種之選育有待加強。

「臺農一號」楊桃新品種原品系代號爲63—01，係鳳山熱帶園藝試驗分所於1974年利用原有保存之優良品種相互混植，行自然雜交，實生後裔選拔而得之優良單株。經臺灣省政府農林廳新品種命名審查委員會於1990年11月8日審查通過。此品種以供鮮食爲主，其優點爲枝條呈軟性，新梢抽出後即往下垂，枝條橙紅色帶有白色斑點突起，葉片大，小葉平均達9.2㎠，花器屬短花柱型，果柄長且粗，比「二林種」長32%，易套袋操作，果實長紡錘型，果皮光滑美觀，果蒂突出，果尖鈍，皮、肉色金黃，果大，量高，歛厚，肉質細緻，纖維少，風味清香等。唯新稍生長旺盛，因此整枝修剪對象以剪除徒長枝，生長旺盛枝條，保留部份細枝以促使穩定發育，開花結果，果實長至中果期如氮肥施用量過高或果實發育期水份過多，皮薄易擦傷，裂果及竭變之缺點，可利用栽培管理上之肥料施用量調整與控制水份等方法彌補之。

參考文獻

1. 蔡青婷・1989・楊桃花粉發芽及品系間親合性之研究。國立中興大學園藝研究所碩士論文。
2. 王武彰・1988・楊桃新品系試植觀察試驗。中華農業研究37（2）：134～141。
3. 游若秋、王武彰・1987・楊桃之品質成分與加工利用之研究。中華農業研究36（2）：196～206。
4. 農林廳・1986・臺灣農業年報。
5. 王武彰・1985・如何調節楊桃之產期。臺中區農業改良場特刊第一號：121～124。
6. 謝慶昌、林宗賢、王武彰、蔡平里・1985・楊桃花器形態與開花習性。中國園藝31（3）：157～163。
7. 王武彰・1982・楊桃之栽培管理。果園合作416：125。
8. 王武彰・1983・楊桃栽培。農民淺說260－園藝49。
9. 王武彰・1973・本省優良楊桃品種與整枝修剪方法。臺灣農業14（2）：71～73。
10. 王武彰・1981・楊桃不同剪定方法與品質的影響。豐年31（10）：33～34。
11. 王武彰・1978・楊桃爲什麼開花不結果。豐年28（11）：34。
12. 王武彰・1978・楊桃。經濟果樹（上）125～132。
13. 諶克終・1978・果樹整枝與剪定。正中書局。
14. 李信芳・1970・楊桃栽培。豐年20（1）：14。
15. 黃弼臣・1954・楊桃品種特性觀察中國園藝2：1。
16. 楊致福・1951・臺灣果樹誌。中興印刷廠。
17. Wangner, C, J, W. L. Bryan, R. E. Berry, R. E. Berry. and Q. T. Knight. jr 1975. Carambola selection for commercial production. Proc Fla State Hort Soc. 88：466～469。
18. Knight. R. J. Jr. 1965. Heterosity and pollination in carambola. Proc Fla State Hort Soc. 78：375～378。

Development of Carambola Variety Tainoung No.1

Wu-Chang Wang[2]

Summary

New carambola variety, Tainoung No.1, was derives from the progtny of natural cross pollination between "Er-lin", "Mi-sr" and "Wai-wei" in 1974. and released in 1990. This variety posses beautiful fruit shapw, brilliant yellowish with fine texture, less fiber and strong aromatic flavor. The twig is soft and has a brilliant orange red with small white mottle convex spot. Leaf is large with size even to 9.2 cm^2. Fruit peduncle is generally long and tough wiht the average lenght 4.9 cm. Mean fruit yield of 3 year-old plant per plant was 35. 1kg. Single fruit weight 338 g was heavier than the control variety Er-lin 265 g. solid and citric acid content were 8.6% and 0.27% respectively. Weight loss and incidence of anthracnose in the fruit were 9.5% and 13.6% at 20 and 12 days respectively after storage.

Key words : Carambola, New Variety, Tainoung No.1, Yield, Quality.

1. Contrbution No. 1593 from Taiwan Agricultural Resjarch Institute.
2. Asistant researcher. Fengshan Tropical Horticultural Experiment Seation.TARI

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(4)：407～416（1991）

蕹菜水耕之養液試驗

沈再發　許淼淼

摘要：本試驗爲探討蕹菜水耕適宜養液組成濃度之供給，結果顯示N、P、K、Ca、Mg分別以10、4、7、3、2 me/l產量最高。以不同NO_3/NH_4比例（10：0、8：2、6：4、4：6）行調查結果，顯示NH_4可提高產量，於夏季供給高NH_4時引起培養液pH下降，因此夏季以不高於6：4，而冬季則可提高爲4：6。

關鍵詞：養液栽培、蕹菜

培養液之組成與濃度是養液栽培上重要之關鍵。影響其組成的因素包括：作物之種類和品種、作物之生育階段、環境條件（包括溫度、日照時間、照度）、季節和栽培方式等[4,5,6,21,23]。初期之水耕，由於鐵源以氯化鐵和硫酸鐵，易引起沈澱而招致失敗外，培養液之組成濃度與pH的劇烈變化更是難達實用之原因，因此，供給平衡的培養液是養液栽培成功的重要關鍵。Hoagland[12]從肥沃的土壤溶液之離子組成濃度，建立番茄培養液後廣泛被研究者應用。山崎[7]以胡瓜要素的吸收量，訂出日本園藝試驗場處方達實用化。Cooper[9]多年努力建立番茄之養液薄膜法（N.F.T）理想培養液。Sonneveld[23]等建立多種園藝作物之岩綿栽培養液組成與指標値達實用化。Hewitt[11] 收集世界上著名的培養液160種；其全離子濃度、離子間比率、氮之形態、鹽類之組合等，其組成的內容有很大的差異。惟此類培養液也都集中於溫帶地區之作物爲主，鮮見有熱帶性作物之試驗。有關熱帶地區作物培養液組成之研究報告較少[1,2]，而蕹菜爲暖季作物，是本省主要葉菜類蔬菜之一，溫帶地區並無此研究，而熱帶、亞熱帶地區雖有一般栽培資料，但也未見有關其養液吸收或施肥試驗報告。因此選擇適於熱帶地區栽培的蕹菜爲材料，研究其適當之養液組成與濃度，做爲蕹菜養液栽培之基本資料，供農家之實際應用。

材料與方法

一、供試品種：竹葉種蕹菜（Ipomoea aquatica Forsk）。

二、栽培方法：以浮根式水耕。

三、培養液：

1. 不同培養液濃度對蕹菜扦插生產苗生育之影響

　　以Hoagland[12]配方爲主，換算成me/l表示，將此培養液做成高濃度之原液，然後以電導度計測定，將原液分成1.0、2.0、3.0mS/cm 和水（0.3mS/cm）四種不同濃度（表1）。將選擇具有同樣大小之蕹菜植株扦揷於該類培養液中，然後調查其生育和收穫情形。

---

1. 臺灣省農業試驗所研究報告第 1594 號。
2. 本報告NO_3/NH_4比率試驗部分爲NSC78-0409-B055a-03報告。
3. 本所鳳山熱帶園藝試驗分所分所長和助理，臺灣省　高雄縣　鳳山市。

表1. 蕹菜扦插用之培養液組成

Table 1. Composition of nutrient solution used for cuttings of water convolvulus.

肥料鹽 Salts	重量 Weight (me/l)	濃度 Concentration (me/l)					
		N	P	K	Ca	Mg	S
$Ca(NO_3)_2 \cdot 4H_2O$	708	6			6		
KNO_3	1,010	10		10			
$NH_4H_2PO_4$	228	2	6				
$MgSO_4 \cdot 7H_2O$	492					4	4

2. 不同K：Ca比例對蕹菜生育及培養液變化之影響

由上述不同濃度試驗結果，以所適合之濃度做成同樣濃度而不同鉀：鈣比例之三種配方行試驗（表2）。培養液之消耗以同樣濃度補充之。並調查其生育和收穫情形，及培養液之pH和EC的變化。

以所得試驗結果於本省臺北縣樹林鎮、臺中市、高雄縣旗山鎮三處農家行地區試作，栽培法採浮根式。養液組成濃度以 NO_3-N 10、P 4、K 7、Ca 3、Mg 2 me/l，行周年產量調查。

表2. 供給不同K：Ca比例養液組成表

Table 2. Different K/Ca ratios of nutrient solution used for experiment.

肥料鹽 Salts	K/Ca (me/l)		
	4/6	7/3	5/5
KNO_3	4	7	5
$Ca(NO_3)_2 \cdot 4H_2O$	6	3	5
$NH_4H_2PO_4$	4	4	4
$MgSO_4 \cdot 7H_2O$	2	2	2

3. 不同 NO_3/NH_4 比率對蕹菜生育之影響

以試驗 2 之適合培養液，將其氮源分成 NO_3：NH_4 比率爲10：0、8：2、6：4、4：6四處理（表3），而其pH分別爲7.7、7.5、7.4、7.1，E C則分別爲1.70、1.81、2.06、2.05mS，顯示NH_4-N比率高者，其培養液pH較低，而EC較高。而此E C較高之原因當爲其所含鹽類溶解度之差異所致。所消耗之養液以同樣組成補充之，然後調查其生育和收穫情形，及培養液之pH和EC之變化。

表3. 不同NO_3/NH_4比率培養液濃度與pH、EC

Table 3. Different NO_3/NH_4 ratios and pH, EC of nutrient solution used for experiment.

肥料鹽	NO_3/NH_4 (me/l)			
Salts	10/0	8/2	6/4	4/6
KH_2PO_4	1 mM	1 mM	1 mM	1 mM
KNO_3	4	4	4	4
$Ca(NO_3)_2$	1.5	1	0.5	0
$MgSO_4$	1	1	1	1
$CaCl_2$	0	0.5	1.0	1.5
$(NH_4)_2SO_4$	0	1	2	3
$NaNO_3$	3	2	1	0
Microelements： Fe 3, B 0.5, Mn 0.5, Zn 0.05, Mo 0.01 ppm				
pH	7.7	7.5	7.4	7.1
EC (mmho)	1.70	1.81	2.06	2.05

上述試驗1和2（農家試作部分除外）以萬能網爲浮媒體，試驗3則以保麗龍板爲浮媒體，其上覆蓋吸水性不織布（厚2mm)和尼龍布，使成毛細吸水狀態，種子直播於尼龍布上，後以稻殼爲介質（圖1）。以上三試驗之微量要素之濃度皆依 Hoagland and Arnon 配製。

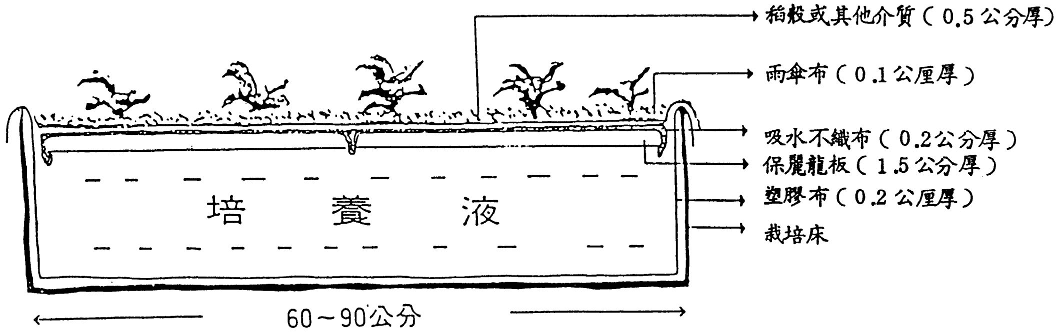


圖1. 浮根式水耕葉菜類栽培縱剖面

結果與討論

一、不同培養液濃度對蕹菜扦插苗生育之影響

蕹菜的扦插苗於9月13日扦插於不同濃度的 Hoagland 和 Arnon 培養液中，自9月27日起至10月17日止計收穫三次。扦插時各處理爲12株，其收穫量分別如表4和表5。總收量及分蘖數皆以2.0mS/cm最高，其次爲3.0mS/cm。此2.0mS/cm濃度約爲 Hoagland 和 Arnon 的60%濃度。

表4. 不同培養液濃度對蕹菜收穫之影響（公克）

Table 4. Effects of different concentration of nutrient solution on yield of water convolvulus. (fresh weight)

日期 / 濃度	9/27	10/8	10/17	合計
3.0 mS/cm	89.2	182.2	25.7	297.5
2.0 mS/cm	125.1	185.6	74.0	384.5
1.0 mS/cm	79.7	80.3	15.6	175.6
0.3 (water)	17.5	10.7	7.8	36.0

表5. 不同培養液濃度對蕹菜分蘗數之影響

Table 5. Effects of different concentration of nutrient solution on tillers of water convolvulus.

日期 / 濃度	9/27	10/8	10/17	合計
3.0 mS/cm	28	43	8	79
2.0 mS/cm	28	45	16	89
1.0 mS/cm	23	29	10	62
0.3 (water)	15	8	6	29

二、不同K：Ca比例對蕹菜生育及培養液變化之影響

以 Hoagland 和 Arnon 培養液之60%濃度爲標準。原 NO_3-N 爲16 me/l，其60%時 NO_3-N 爲10 me/l。依山崎[5]之吸收成分組成以me單位計算時，通常NO_3-N≒K+Ca，即以鉀和鈣之濃度合計10 me，分成鉀：鈣比例分別爲4：6、7：3和5：5行試驗。經自5月11日到10月26日止約每隔二週收穫一次，結果顯示鉀：鈣比例爲7：3者產量最高，其次爲5：5，而4：6者最低（表6)。消耗水量以7：3最高，可能也與生長量有關。

表6. 培養液中之K與Ca比例對蕹菜產量和水消耗量之影響（株）

Table 6. Effects of different K：Ca ratios on yield and consume water of water convolvulus (per plant).

	K：Ca	8/28 ―― 9/13	9/13 ―― 9/25	9/25 ―― 10/9	10/9 ―― 10/26	Total
Yield (g)	4：6	27.15	23.85	25.34	31.20	107.54
	7：3	29.12	24.27	31.09	41.63	126.11
	5：5	23.49	28.67	30.68	33.35	108.19
Consume water (ml)	4：6	746.2	692.3	800.0	1,266.5	3,504.0
	7：3	888.0	666.7	1,013.3	1,066.7	3,634.7
	5：5	592.1	880.0	860.0	866.7	3,198.8

不同鉀：鈣比例之培養液於栽培期間之pH和EC變化如圖2，EC之變化三種比例皆有逐漸微升現象，而以鉀：鈣比例爲4：6者於後期EC呈現較高的趨勢。而7：3和5：5呈平穩而微升。pH方面同樣三種比例皆逐漸微降，但是以鉀：鈣比例爲7：3者較爲穩定，而4：6和5：5之下降幅度較大。以EC和pH之變化而言，鉀：鈣比例爲7：3者較爲穩定。依山崎以日本園藝試驗場處方行番茄的n/w計算之濃度其NO_3-N和K之n/w較大，而Ca之n/w較小時，因培養液中NO_3-N和K的被吸收多，而剩下較多的鈣，因此其pH易變高。相反時，則pH降低。本試驗以鉀之較高濃度而鈣較低濃度爲培養液時，pH呈現在適宜的範圍內穩定變化。因此蕹菜應屬於好鉀適應作物。

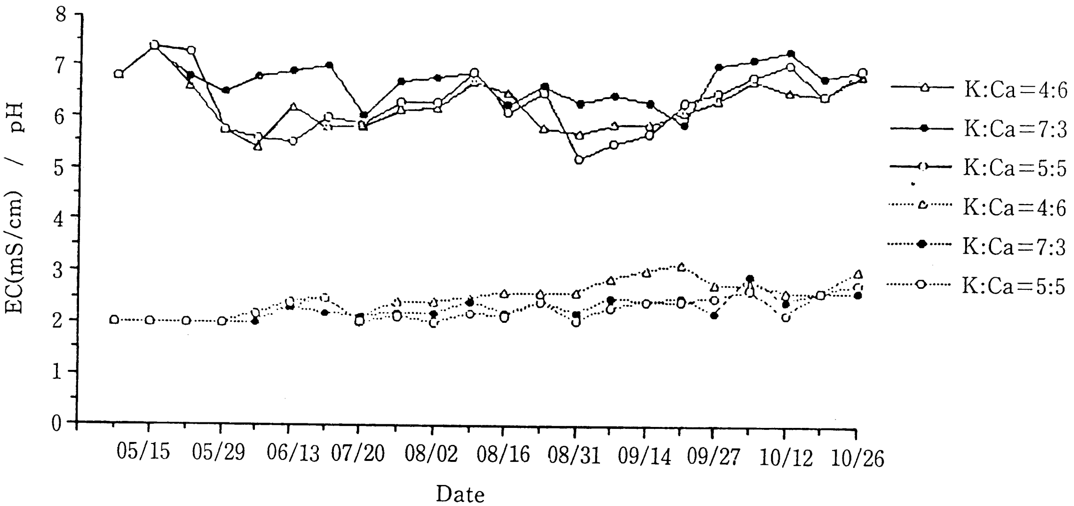


圖2. 不同鉀鈣比例對蕹菜培養液的pH和EC變化

Fig. 2. Changes of pH and electrical conductivity (E.C.) of different K : Ca ratios nutrient solution during the growing period of water convolvulus.

根據上述蕹菜之收穫量和培養液pH和EC之變化，可知其適合之養液組成NO_3-N、P、K、Ca、Mg分別爲10、4、7、3、2me/l。以此組成濃度於全省北、中、南部三處行農家試作，結果該項培養液可保持其pH和EC之穩定，繼續使用一年不必調整培養液之酸鹼度和濃度。蕹菜自播種後採收其主枝或側枝，其收穫情形如表7。南部年收24次，中部收23次，北部收18次，平均每平方公尺收穫量分別爲43.2、35.4、29.7公斤。於夏天高溫生長愈爲迅速，冬天則於設施下也變成可生產，可謂目前葉菜類收穫次數和產量最高之作物，已可成爲一種植物工場形態出現。

表7. 水耕蕹菜地區別之收穫調查

Table 7. Harvesting investigation of water convolvulus grown under root-floating hydroponics at different areas.

地　區 Areas	期　間 Duration	收穫日期 No. of days harvesting	次　數 Times	每次產量 Yield (kg/m²)	總　產　量 Total yield (kg/m²/year)
高　雄	4-10	10-13	17	1.80	43.2
(陳榮修)	11-3	18-20	7		
臺　中	4-10	10-14	16	1.54	35.4
(饒建池)	11-3	20	7		
臺　北	4-10	13-15	12	1.65	29.7
(王加福)	11-3	24-25	6		

三、不同 NO_3/NH_4 比率對蕹菜生育及培養液變化之影響

以氮素之濃度 10 me/l 爲標準，將氮源分爲硝酸態氮源和氨態氮源。其比率分別爲10：0、8：2、6：4、4：6四種試驗。結果顯示，夏播於5月1日起開始收穫，大致二週左右可採收一次，到10月18日止計採收13次。於初期產量顯示培養液中含有NH_4-N者收穫較高。以平均每平方公尺產量可看出以NO_3/NH_4爲6：4者產量最高，其次爲8：2，再次爲4：6，而以10：0者最低（表8）。秋冬播者於11月18日開始收穫，每隔約17-21天收穫一次。其每平方公尺之收穫量則以 NO_3/NH_4 爲4：6最高，而6：4其次，10：0和8：2再次之（表9）。由表10乾物率之差異顯示，對葉片而言，隨 NH_4 之比率增加時乾物率增加，但是過高的 NH_4 比率時反而降低。顯示 NO_3/NH_4 適當比率之混合，NH_4-N 之同化可得到促進。

表8. 培養液中之 NO_3 與 NH_4 比率對夏作蕹菜收穫量之影響（公克/㎡）

Table 8. Effects of ratios of NO_3/NH_4 nutrient solution on the yield of water convolvulus grown in summer (g/㎡).

NO_3:NH_4	Date 05/01	05/15	05/30	06/13	06/27	07/13	07/27	08/09	08/23	09/06	09/20	10/04	10/10	Ave
10：0	1233.3	2047.6	2785.7	1666.7	1800.0	2571.4	3428.6	771.4	1928.6	1928.6	1371.4	1285.7	685.7	1808.1
8：2	1714.3	2714.3	2714.3	1761.9	2571.4	2142.9	3428.6	1200.0	1714.3	1842.9	1697.1	1714.3	1588.7	2061.9
6：4	1809.5	2333.3	2866.7	2238.1	2447.6	2957.1	3257.1	985.7	2014.3	2785.9	1371.4	1585.7	1457.1	2328.6
4：6	1904.8	2238.1	3285.1	1571.4	1114.3	1414.3	2100.0	342.9	1071.4	1328.6	2314.3	2400.0	1414.3	1703.8

表9. 培養液中之 NO_3 與 NH_4 比率對秋冬作蕹菜收穫量之影響（公克/㎡）

Table 9. Effects of ratios of NO_3/NH_4 nutrient solution on the yield of water convolvulus grown in autumn-winter (g/㎡).

NO_3：NH_4	Date 11/18	12/09	12/30	1/17	02/03	Ave
10：0	823.8	1076.2	1161.9	1371.4	1371.4	1160.9
8：2	857.1	1352.4	695.2	1542.9	1028.6	1095.2
6：4	838.1	1714.3	1371.4	1200.0	1285.7	1281.9
4：6	409.5	1477.6	1477.6	1714.3	1628.6	1329.5

表10. 培養液中之 NO_3 與 NH_4 比率對蕹菜植物體乾物率之影響（%）

Table 10. Effects of different NO_3/NH_4 ratios on percent of dry weight of water convolvulus (%).

	NO_3:NH_4	Date 05/01	05/15	05/30	06/13	06/27	07/13	07/27	08/09	08/23	09/06	09/20	10/04	10/18	Ave
葉	10：0	8.57	8.23	7.90	7.65	8.30	9.20	—	6.901	8.08	8.05	8.60	7.84	8.05	8.11
	8：2	8.20	8.70	8.61	7.60	7.82	8.81	—	6.75	8.84	7.80	9.48	7.92	7.73	8.19
	6：4	7.92	7.62	6.72	7.43	8.07	8.90	—	8.01	9.31	7.80	7.74	6.74	7.64	8.47
	4：6	7.16	6.78	7.91	6.99	8.71	9.94	—	7.62	9.92	9.22	7.86	8.38	8.47	8.25
莖	10：0	5.65	5.83	4.68	4.70	4.50	5.05	—	4.23	4.28	5.08	4.80	4.80	5.13	5.30
	8：2	4.25	6.53	4.54	5.06	5.69	5.67	—	4.78	5.47	5.93	4.19	4.38	4.54	5.50
	6：4	4.56	6.30	4.51	5.76	4.91	4.44	—	4.99	6.40	4.83	4.23	4.08	4.50	5.37
	4：6	4.19	4.62	5.66	6.13	6.89	5.88	—	6.41	6.91	6.67	4.65	4.34	4.46	5.57

夏季栽培時，其pH和EC之變化經每週測定結果，培養液中含較高NH_4者，pH 有降低的趨勢（如圖3），而以 NO_3/NH_4 比率爲4：6者變化大，多次降低至pH 4 左右，其pH值下降時，以原來養液桶內培養液補充後，雖可提高其 pH，但是經一段時間仍是下降。而NO_3/NH_4比率爲8：2和6：4者，雖pH微降，但仍保持相當之穩定的狀態。在EC方面，則顯示出皆逐漸上升的現象，其不同比率間雖然沒有很大差別，但是以高NH_4者其EC愈高，隨NH_4低而EC也較低。EC增高乃因夏季溫度高，作物蒸發散速率提高，造成水分吸收增加，使得培養液濃度逐漸上升，由試驗1得知，最適宜之培養液濃度應爲 2.0 mS/cm，然爲維持本試驗條件一致，未予調整，導致EC偏高。

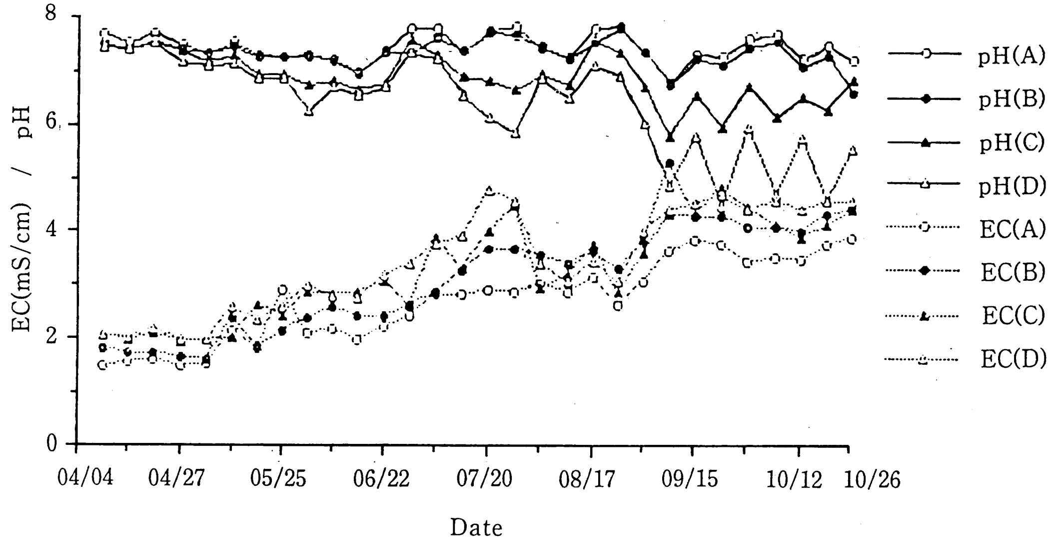


圖3. NO_3/NH_4 比率對夏作蕹菜培養液pH和EC之變化

Fig. 3. Changes of pH and EC at different ratios of NO_3/NH_4 nutrient solution during the growing period of water convolvulus in summer.
NO_3：NH_4 A. 10：0, B. 8：2, C. 6：4, D. 4：6

秋冬季栽培時，其 NO_3/NH_4 比率間pH皆顯示較穩定，雖然4：6者其曾一度降至pH 4.3，但是其他時期都維持在中性，pH約在7左右（圖4）。EC方面四種比率皆幾乎呈水平線的穩定狀態，含NH_4高者雖有略高現象，可能爲其肥料以硫銨組成，使養液有多量SO_4^{2-}，但是大致與所供給培養液濃度平衡。

NO_3/NH_4 對蕹菜生育上得知，以適當比率可增加其產量，然而夏季培養液中含 NH_4 高比率時造成pH下降，對生育上不良。秋冬季則以 NH_4 高比率者，其收穫最高，同時並不影響其pH之下降。不同氮源形態對作物種類有不同的生育反應[14,15,18,19,20]。蔬菜之生育以 NO_3 和 NH_4 併用比 NO_3 單獨使用生育較好。然而以NH_4單獨施用時易引起生理障害。同時，由於以NO_3吸收後，仍需還原爲NH_4，而還原的過程得要消耗能源。NH_4吸收後就直接可同化利用，比較NO_3之氮源利用快。由於NO_3之還原酵素的活性有強烈的依賴光的存在，於弱光條件下其活性降低，影響NO_3之還原效率。安井、本田[8]以番茄和胡瓜爲材料，探討照度和氮形態之關係指出，於秋冬季的栽培，弱日照條件下爲維持其生長勢，在培養液中添加適當的NH_4-N得到良好的生育效果。番茄之NO_3：NH_4比率約爲5：1，而胡瓜則以3：1。鳳山熱帶園藝試驗分所之洋香瓜試驗則以10：2爲適宜[3,4]。

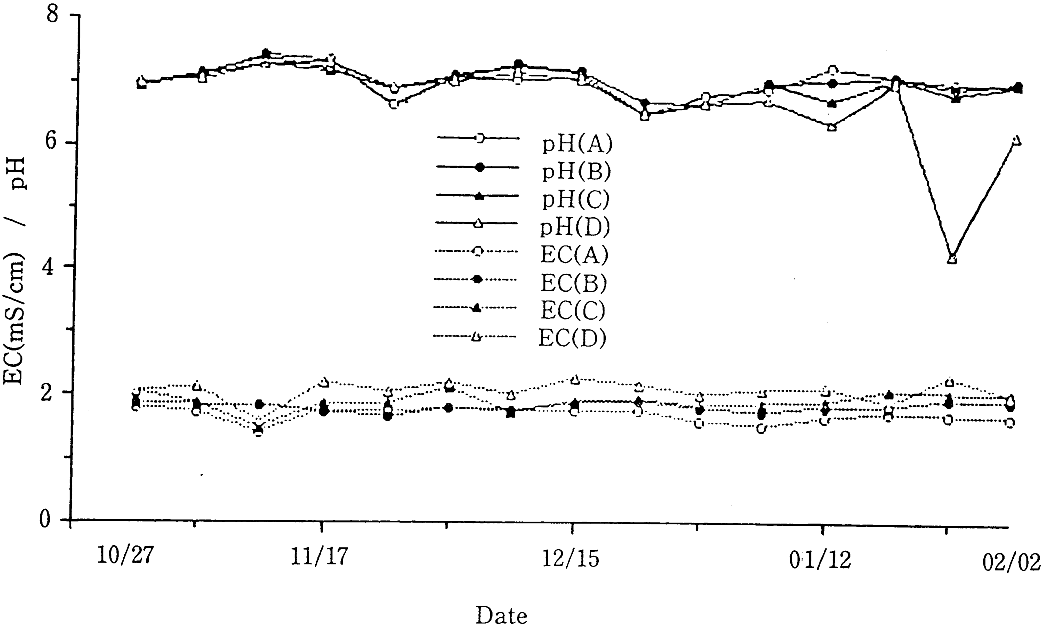


圖4. NO_3/NH_4 比率對秋冬作蕹菜培養液pH和EC之變化

Fig. 4. Changes of pH and EC at different ratios of NO_3/NH_4 nutrient solution during the growing period of water convolvulus in autumn-winter.
NO_3:NH_4 A. 10：0, B. 8：2, C. 6：4, D. 4：6

培養液中如僅以NO_3爲氮源時，其pH常有上升的傾向。以NH_4爲氮源時，則有下降的傾向。但是培養液之pH變化，也可因適當的NO_3和NH_4比率，使其變化減少。池田[14]指出胡瓜和萵苣爲NH_4-N優先吸收作物，培養液中無論NO_3和NH_4的比率是多少，只要有NH_4的存在，其pH仍是下降，而菠菜和蕪菁爲NO_3-N優先吸收作物，於NO_3和NH_4比率爲10：2-8：4時，可保持pH而不致發生變化。

本試驗如圖3和圖4所示，無論夏作或秋冬作NO_3：NH_4爲8：2或6：4其pH皆呈穩定。因此，蕹菜也可以適當比率使pH不致發生變化。但夏季其比率提高至4：6時，則pH有下降情形之發生。因此，夏作蕹菜之NO_3：NH_4比率以6：4爲宜，而秋冬季光照不足時比率可增加爲4：6。

結　　論

綜合上述有關蕹菜培養液之濃度N、P、K、Ca、Mg之濃度爲10、4、7、3、2 me/l爲標準時，爲整年栽培需要，於夏季栽培時可略降低其整體濃度之必要，而氮源NO_3/NH_4比率宜低6：4，秋冬季則可維持該項濃度標準，並在氮源上可增加NO_3：NH_4爲4：6。

參考文獻

1. 沈再發　1986　數種蔬菜水耕栽培初步試驗　夏季蔬菜研討會專輯　193-212　桃園區農業改良場編印。
2. 沈再發　1987　葉萵苣浮根式水耕之養分吸收　中華農業研究　36(4)：372-380。
3. 沈再發　1989　NO_3/NH_4比率和養液深度對溫室洋香瓜生育之影響　中華農業研究　38(1)：53-71。
4. 沈再發、許淼淼　1990　溫室洋香瓜水耕之養分吸收研究　中華農業研究　39(1)：55-64。
5. 山崎肯哉、鈴木芳夫、篠原　溫　1976　そ菜の養液栽培に關する研究特に培養液管理とみかの吸收濃度に就て　東教大農紀要　22:53-100。

6. 山崎肯哉 1982 養液栽培全編 博友社 日本東京 1-241pp。
7. 山崎肯哉 1966 礫耕の經過と進路 農業技術 21(3)：1-4。
8. 安井秀夫、本田籐雄 1982 野菜の生育制御に關する生態學的研究の生長に對する光と窒素形態の影響 野菜試報 C6：1-19。
9. Cooper, A. 1979. The ABC of NFT. Grower books, London. 50-61pp.
10. De classen, M. E. J. and G. G. E. Wilcox. 1974. Effect of nitrogen form on growth and composition of tomato and pea tissue. J. Amer. Soc. Hort. Sci. 99 : 171-174.
11. Hewitt, E. J. 1966. Sand and water culture methods used in the study of plant nutrition. Technical Comm. NO. 22 Commonwealth Agric. Bureau Farnham Royal Bucks, England.
12. Hoagland, D. R. and D. I. Arnon. 1950. The water-culture method for growing plants without soil. Calif. Agr. Expt. Sta. Circ. 347; The College of Agriculture, Univ. of Calif., Berkeley. 32pp.
13. Ikeda, H. and T. Osawa. 1981. Nitrate and ammonium-N absorption by vegetables from nutrient solution containing ammonium nitrate and the resultant change of solution pH. J. Japan. Soc. Hort. Sci. 50 : 225-230.
14. Ikeda, H. and T. Osawa. 1983. Effects of ratios of NO_3 to NH_4 and concentrations of each N source in nutrient solution on growth and leaf N constituents of vegetable crops and solution pH. J. Japan. Soc. Hort. Sci. 52 : 363-380.
15. Ikeda, H. and T. Osawa. 1984. Lettuce growth as influenced by N source and temperature of the nutrient solution. Proceedings 6th international congress on soilless culture. 273-284.
16. Iwata, M. and T. Taniuchi. 1953. Influence of forms of nitrogen supplied on the growth of vegetable crops. J. Japan. Soc. Hort. Sci. 22 : 183-191.
17. Kirby, E. A. and K. Mengel. 1967. Ionic balance in different tissue of the tomato plant in relation to nitrate, urea, or ammonium nitrogen. Plant Physiol. 42 : 6-14.
18. Maynard, D. N. and A. V. Barker. 1969. Studies on the tolerance of plants to ammoniun nutrition. J. Amer. Soc. Hort. Sci. 94 : 235-239.
19. Pill, W. G. and V. N. Lambeth. 1977. Effect of NH_4 and NO_3 nutrition with and without pH adjustment on tomato growth, ion composition, and water relations. J. Amer. Soc. Hort. Sci. 102 : 78-81.
20. Pill, W. G., V. N. Lambeth and T. M. Hinckley. 1978. Effect of nitrogen form end level on ion concentrations, water stress and blossom end rot incidence in tomato. J. Amer. Soc. Hort. Sci. 103 : 267-278.
21. Resh, H. M. 1978. Hydroponics Food Production. Woodbridge Press Publishing Co., Santa Barbara, CA., 287 pp.
22. Steiner, A. A. 1984. The universal nutrient solution. Proc. 6th Int. Cong. Soilless Culture. p. 633-650.
23. Sonneveld, C. and C. de Krey. 1986. Nutrient solution for vegetables and flowers growing in water or substrate. Voeding-soplossingen glastuinbow. No. 8. 1-30pp.

Studies on nutrient solution of water convolvulus

Tzay-fa Sheen and Miao-miao Hsu

Summary

Concentration of nutrient solution were tested for water convolvulus. The results presented that the highest yield was obtained NO_3-N 10, P 4, K 7, Ca 3, Mg 2 me/l.

The effect of NO_3/NH_4 ratios (10 : 0, 8 : 2, 6 : 4, 4 : 6) on the yield showed that plants supplied with NH_4 increased the yield dramatically. However, the supplied solution with high NH_4 as a result pH decreased gradually in summer seasons. It is suggested that NO_3/NH_4 ratio should not be greater than 6 : 4 in the summer, but the concentration can be increased to 4 : 6 in winter times.

Key words : nutrient solution culture. water convolvulus

1. Contribution No. 1594 from the Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Parts of study was sponsored by grant from NSC78-0409-B055a-03.
3. Director and assistant, Fengshan Tropical Horticultural Experiment Station, TARI.

Jour. Agric. Res. China (中華農業研究) 40(4): 417~424 (1991)

EFFECT OF 1-AMINOCYCLOPROPANE-1-[1] CARBOXYLIC ACID, AND ETHREL ON GERBERA IN VITRO CULTURE

RUEY-SONG LIN[2]

ABSTRACT : Gerbera (*Gerbera jamesonii,* Bolus) plantlets in 125 ml flask received 0, 2.5, 5, 10, 20 ppm Ethrel and 0.01,0.1,1 mM 1- aminocyclopropane-1- carboxylic acid (ACC) to study the effect of ethylene and ethylene biosynthesis through cultured in vitro. The good quality plantlets which had more adventitious roots, no overgown stem, no etiolated plantlets by the addition of 5, 10 ppm Ethrel. However, 20 ppm Ethrel caused etiolation of leaves and less roots. This result shows that 20 ppm Ethrel for gerbera plantlets was overdsage. The addition of ACC induced the deteriorated effect on the growth of plantlets. The damage of roots and stunted growth were observed in ACC treatment.

Key Words : *Gerbera jamesonii,* ethylene, 1-aminocyclopropane-1-carboxylic acid.

INTRODUCTION

Ethylene is produced by all higher plants and regulates a wide variety of phenomena plant growth and development (Abeles, 1973; Yang and Hoffman, 1984; Abeles, 1985). Adams and Yang elucidated the ethylene biosynthesis pathway in plants from S-adenosyl -methionine (SAM) via 1-amino-cyclopropane-1- carboxylic acid(ACC) (Adams et al., 1979). LaRue and Gamborg, and Gavinlertvatana et al. reported that ethylene was produced in cell suspension culture but the amounts were low and evidently did not affect cell growth (LaRue and Gamborg, 1971; Gavinlertvatana et al., 1982). Moreover, Wochok and Wetherell found that Ethephon suppressed organized growth in cultured wild carrot tissue (Wochok and Wetherell, 1971), and Hsu amd Stewart reported that the Ethephon applied to an agar medium inhibited normal differentiation of cotton ovules and hastened callus formation (Hsu and Stewart, 1976). Recently, Babbar et al. found that the ethylene precursor methionine (MET) and the ethylene releasing compound, Ethrel, stimulated embryo formation and plantlet development. However, the ethylene antagonists cobalt and silver ions decrease the average number of embryos plants developed per anther in *datura* anther culture (Babbar and Gupta, 1986). Cho and Kasha found that the addition of ethylene promotors,

1. Contribution No. 1595 from Taiwan Agricultural Research Institute. This paper was partially reported in VIIth International Congress on Plant Tissue and Cell Culture,Amsterdam.the Netherlands. June 24-29, 1990.
2. Associate horticulturist, Department of Houticulture, TARI,Wufeng, 41301, Taiwan, Republic of China.

Ethrel or ACC increased embryogenesis (Cho and Kasha, 1989). Huxter et al. reported ACC was supplied after 15 days in culture, and it had little or on effect on the rates of shoot primordium formation and long term treatments with higher levels of ACC inhibited shoot primordium formation (Huxter et al., 1981).

In this study, gerbera plantlets were cultured on agar medium with Ethrel and ACC content to study the effect of ethylene and ethylene biosynthesis through ACC in vitro. The initial objective was to investigate the possible role of ethylene during plantlet growth before their transplant from flasks. The coversion from ACC to ethylene will be examined from tissue after the plantlet absorbed ACC. The purposes of this study were to improve the quality of flask plantlets with healthy prosperous roots with more rooting, no overgrown stem, to find out the optimum concentration avoiding the etiolated plantlets which were caused by overdosage of Ethrel, and ACC.

MATERIALS AND METHODS

Plant materials

Gerbera (*Gerbera jamesonii*, Bolus, "Peach Spring") plantlets were placed on the culture medium. The plantlets were obtained from the meristem tissue culture. The size of plantlets was at average of 1-1.5 cm length including leaf and petiole.

The culture method

The plantlets were cultured in the medium containing Murashige and skoog salts (Murashige and Skoog, 1962) and the following, in mg/1: kinetin,1; NAA, 2; thiamine · HCl, 0.4; myo-inositol,100; sucrose 30,000; and Difco Bacto agar 7,000. Ethrel 2.5, 5, 10, 20 ppm and ACC 0.01, 0.1, 1 mM were added to the agar culture medium following millipore filter sterilization after all media were sterilized by autoclaving 15 min at 121°C. The pH of all media was set at 5.7. The media were dispensed into 125 ml pyrex flask at a rate of 25 ml. The flasks were closed with autocavable rubber septum. The plantlets were maintained at constant 25°C under 16-hr daily exposure to 9000 lux light. After 5 weeks the growth of roots and leaves of plantlets were recorded.

Ethylene measurement

For experiments in which ethylene production by the plantlets was determined. At the every end of 1 week incubation period, a 2 ml air sample in flask was analyzed by using gas chromatograph equipped with flame ionization detector.

ACC assay

The portions of leaves and petioles weighing 1 g were extracted twice with 5 ml of boiling 80% ethanol. The ethanol with the extracted residue was evaporated under vacuum at 55°C. The residues were dissolved in 2 ml of water. The ACC content in 0.3 ml aliquots of the aqueous solution was determined according to the method of Lizada and Yang (Lizada and Yang, 1979).

RESULTS AND DISCUSSION

Effect of Ethrel and ACC on the growth of plantlets

The number and diameter of roots were recorded (Table 1). The number of roots was increased at the most by Ethrel 5 ppm treatment and then declined (Fig. 1, 2). The results were same as a number of investigators have observed. The use of Ethrel to increase rooting of apple seedlings and blueberry seedling (Abeles, 1973). These observation represent an at-tempt to motivate propagation of important horticultural plants by ethylene-induced root fomation (Abeses, 1973). Nevertheless, ACC, the intermediate precursor of ethylene caused the damage of root growth (Fig. 3,4). The addition of ACC caused the decrease of rooting (Table 1). To convert ACC in plant tissue is very limited because the ethylene-forming enzyme can be induced just during certain developmental stages, especially at the climacteric stage (Yang, et al., 1985). There is little report about the conversion of ACC to ethylene in plantlet tissue in vitro. The accumulation of ACC may cause the phytotoxic effect due to the failure of conversion. It have to be investigated further. The leaf numbers were increased following the change as root change in Ethrel treatment (Table 2). This phenomenon have occured on lily, tulip (Abeles, 1973). Moreover, Ethrel caused curling of leaves as the previous report (Abeles, 1973). The addition of ACC caused less leaves. The mechanism is still unknown and has to be investigated.

Table 1. The effect of Ethrel and ACC on root growth of gerbera plantlets after 35 days in vitro. Values represent the mean ± SE of 5 replicates. The symbol of "—" means the death of plantlets.

Treatment		Root number	Root diameter
Control		7.4±1.5	0.03±0.01(cm)
Ethrel	2.5ppm	12.3±2.4	0.05±0.02
	5.0	18.1±2.2	0.07±0.03
	10.0	12.5±2.3	0.08±0.02
	20.0	6.4±1.6	0.04±0.01
ACC	0.01mM	5.2±2.2	0.04±0.02
	0.1	2.1±0.4	0.05±0.01
	1	—	—

Table 2. The effect of Ethrel and ACC on leaf growth of gerbera plantlets after 35 days in vitro. Values represent the mean ± SE of 5 replicates. The symbol of "—" means the death of plantlets.

Treatment		leaves	length
Control		6.3±1.6	8.95±0.18(cm)
Ethrel	2.5ppm	7.6±2.1	8.37±0.22
	5.0	10.2±2.3	6.79±0.16
	10.0	7.2±1.4	4.45±0.84
	2.0	6.1±1.4	3.26±0.72
ACC	0.01mM	7.4±1.2	3.15±0.72
	0.1	6.1±1.4	2.94±0.42
	1	—	—

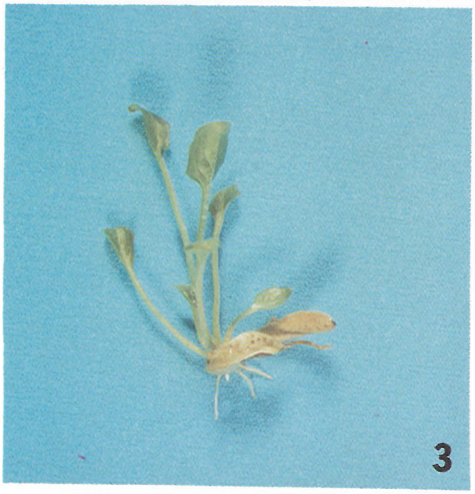
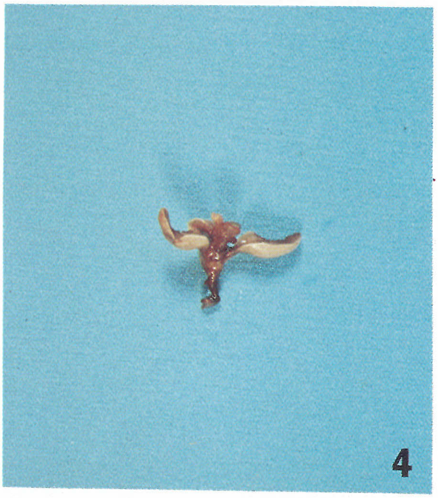



Fig. 1. The gerbera plantlets grown in vitro without Ethrel are showed long root and less rooting.
Fig. 2. The well grown rootings are showed in the medium with Ethrel 5 ppm after 5 weeks cultured in vitro.
Fig. 3. The deleterious effect of ACC on gerbera plantlet after cultured with ACC 0.01 mM in medium for 5 weeks.
Fig. 4. ACC 1 mM caused the death of gerbera plantlet cultured in vitro.

Ethylene production from the addition of Ethrel

The cumulative release of ethylene was proportional to the Ethrel concentration of the nutrient medium (Fig. 5). The 5 eeks amount of ethylene were 35 nl/l for Ethrel 2.5 ppm; 114 nl/l for 5 ppm; 205 nl/l for 10 ppm; 295 nl/l for 20 ppm ; and 30 nl/l for control. The ethylene production was proportional to Ethrel concentration (Fig. 6). Ethrel could be attributed to a volatile component, ethylene, amd the significant suppression of plantlet growth and the increase of root number were associated with the ethylene production which was liberated from Ethrel (Table 1, 2, and Fig. 5). Tisserat et al. showed that the ethylene which liberated by the decomposition of Ethephon suppressed asexual

embryogenesis of *Daucus carota* L. (Tisserat and Murashige, 1977). It was also reported that the ethylene liberated in the cultures in direct proportion to Ethephon added to the medium (Tisserat and Murashige, 1977). In this study, Ethrel also played the role of ethylene on gerbera plantlet in vitro.

Ethylene production from the addition of ACC

A progressive increase of ethylene was associated with increasing concentration of ACC (Table 3). However, the increasing consecutive residue of ACC was associatd increasing concentration of ACC treatment (Table 4). The conversion of ACC to ethylene was obviously incomplete. Yang et al. reported that a massive increase in ethylene production requires development of both ACC synthase and ethylene-forming enzyme (Yang and Hoffman, 1984). However, ethylene-forming enzyme can be induced during certain developmental stage, around the climacteric peak of ethylene production (Yang et al., 1985). The higher ACC residue in plantlet tissue showed the more serious phytotoxic effect on the retardation of growth and less rooting (Fig. 3, 4). Huxter et al. showed that the long term (3 weeks) treatments with higher level (500 uM) of ACC inhibited shoot primordium formation on tabacco (Huxter et al., 1981). In this study, the supply of ACC only at the rate 1 mM caused the death of plantlets during the first 2 weeks, and 0.01 mM showed the retardation of plantlets associated the ethylene production which was liberated from ACC at the rate of 54.4 nl/l after 5 weeks in vitro culture (Table 3). In this study, the gerbera plantlets might be sensitive to ACC, and lack of enough ethylene-forming enzyme to convert ACC ethylene. It has to be investigated further.

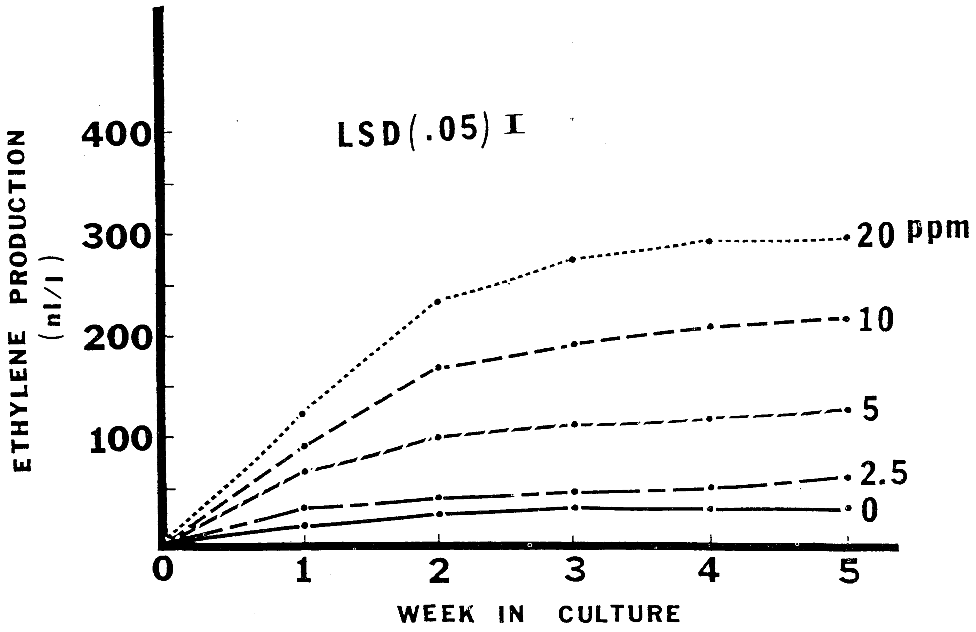


Fig 5. Ethylene production of gerbera plantlets treated with various concentration of Ethrel in vitro.

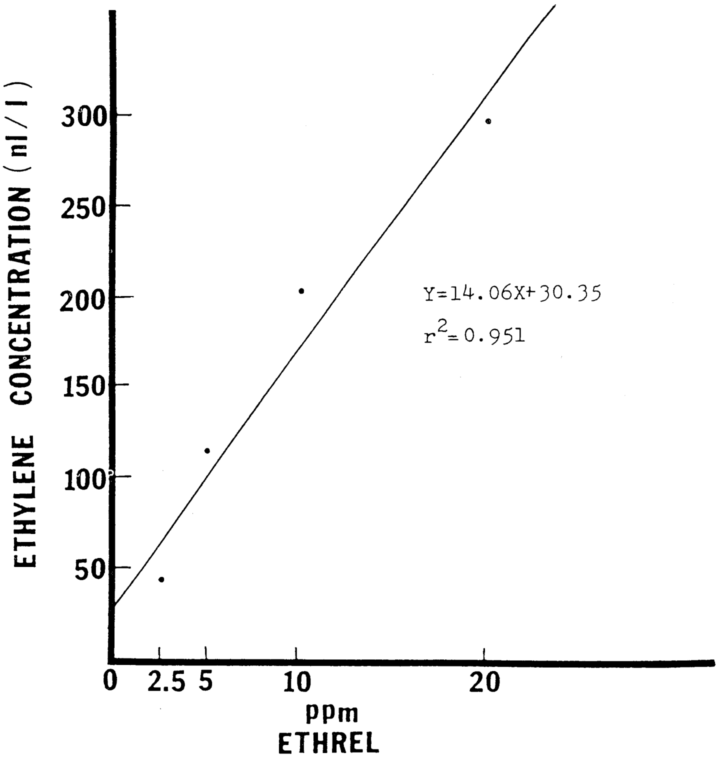


Fig 6. Ethylene cumulative concentration of gerbera plantlets treated with various concentration of Ethrel in vitro after 5 weeks.

Table 3. Ethylene production by gerbera plantlets treated with ACC in vitro. Values represent the mean ± SE of 5 replicates. The symbol of "—" means the death of plantlets.

Treatment \ Week	Ethylene production (nl/l)				
	1	2	3	4	5
Control (no ACC)	7.2±1.2	24.3±0.8	31.7±0.6	32.4±0.3	34.7±0.5
ACC 0.01mM	11.3±0.3	38.5±0.2	39.2±0.4	47.6±0.4	54.4±0.7
0.1	13.3±0.9	42.6±0.4	52.6±0.9	69.4±0.8	74.5±0.7
1	19.8±0.7	—	—	—	—

Table 4. Residue of ACC in gerbera plantlet tissue treated with the addition of ACC in vitro. Values represent the mean ± SE of 5 replicates. The symbol of "—" means the death of plantlets.

Treatment \ Week	ACC residue(nmol/g)				
	1	2	3	4	5
Control (no ACC)	2.1±0.4	3.8±0.3	4.0±0.5	4.2±0.4	4.5±0.3
ACC 0.01mM	2.6±0.4	4.4±0.5	4.8±0.2	5.2±0.3	5.9±0.4
0.1	2.8±0.3	4.7±0.4	5.0±0.7	5.4±0.6	6.3±0.5
1	5.7±0.4	—	—	—	—

Reference

1. Abeles, F. B. 1973. Ethylene in Plant Biology. 302pp. Academic Press, New York.
2. Abeles, F. B. 1985. Ethylene and plant development: An introduction.Pages 1-8. In J.A. Roberts and G. A. Tucker (eds.) Ethylene and Plant Development. 461pp. Butterworths, London.
3. Adams, D. O., and S. F. Yang. 1979. Ethylene biosynthesis: Identification of l-aminocyclpropane-l-carboxylic acid as an intermediate in the conversion of methionine to ethylene. Proc. Natl. Acad. Sci. USA 76 : 170- 174.
4. Babbar, S. B., and S. C. Gupta. 1986. Putative role of ethylene in *Datura metel* microspore embryogenesis. Physiol. Plant. 68 : 141-144.
5. Cho, Uh-Haing, and K. J.Kasha. 1989. Ethylene production and embryogenesis from anther cultures of barley (*Hordeum vulgare).* Plant Cell Reports 8 : 415-417.
6. Gavinlertvatana, P., P. E. Read, H. F. Wilkins, and R. Heins. 1982. Ethylene level in flask atmospheres of *Dahlia pinnata* Cav. Leaf segments and callus cultured in vitro. J. Amer. Soc. Hort. Sci. 107 (1) : 3-6.
7. Hsu, C. L., and J. M. Stewart. 1976. Callus induction by (2-chloroethyl) phosphonic acid on cultured cotton ovules. Plant Physiol. 36 : 150-153.
8. Huster, T. J., T. A. Thorpe, and D. M. Reid. 1981. Shoot initiation in light and dark grown tobacco callus: the role of ethylene. Physiol. Plant. 53 : 319-326.
9. LaRue, T. A. G., and O. L. Gamborg. 1971. Ethylene production by plant cell culture variation in production during growing cycle and in different plant species. Plant Physiol. 48 : 394-398.
10. Lizada, M. C. C., and S. F.Yang. 1979. A simple and sensitive assay for l-aminocyclopropane-l-carboxylic acid. Anal. Biochem. 100:140-145.
11. Murashige, T., and F. Skoog. 1962. A revised medium for rapid growth and bioassays with tobacco tissue cultures. Physiol. Plant.15:473-497.
12. Tisserat, B., and T. Murashige. 1977. Effects of ethephon, ethylene, and 2,4-dichlorophenoxyacetic acid on asexual embryogenesis in vitro. Plant Physiol. 60 : 437-439.
13. Wochok, Z. S., and D. F. Wetherell. 1971. Suppresion of organized growth in cultured wild carrot tissue by 2-chloroethylphosphonic acid. Plant & Cell Physiol. 48:394-398.
14. Yang, S. F., and N. E. Hoffman. 1984. Ethylene biosynthesis and its regulation in higher Plants. Annu. Rev. Plant Physiol. 35:155-189.
15. Yang, S. F., Y. Liu, L. Su, G. D. Peiser, N. E. Hoffman, and T. Mckeon. 1985. Metabolism of l-aminocyclopane-l-carboxylic acid. Pages 9-21. In J. A. Roberts and G. A. Tucker (eds.) Ethylene and Plant development. 416pp. Butterworths, London.

環丙烷基羧酸與益收素對試管內非洲菊之影響[1]

林 瑞 松[2]

摘 要

非洲菊（*Gerbera jamesonii,* Bolus) 幼苗於試管內處理以0, 2.5, 10, 20 ppm 的益收素 (Ethrel) 及 0.01, 0.1,1 mM 的環丙烷氨基羧酸 (l-aminocyclopropane-l-carboxylic acid, ACC) 以研究乙烯對試管苗之影響及乙烯生合成，結果以5及10ppm的益收素處理能得到良好品質的苗，爲多側根不徒長，不白化的幼苗。但是 20 ppm 的益收素造成葉片白化根數少之過量危害。ACC 的作用（註ACC 是乙烯之中間先驅物質)，造成對幼苗不利於生長，根部危害甚大停止生長。此現象顯現於全部ACC 的處理。

關鍵語：非洲菊、益收素、環丙烷基羧酸。

---

1. 臺灣省農業試驗所研究報告第 1595 號。本報告部分資料發表於1990年6月24—29日荷蘭阿姆斯特丹舉行之第七屆國際植物與細胞培養會議。
2. 本所園藝系副研究員、臺灣省 臺中縣 霧峰鄉。

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(4)：425～432（1991）

楊桃炭疽病菌之病原性及感染源[1]

段中漢　蔡武雄　杜金池[2]

摘要：楊桃炭疽病（病原菌：*Colletotrichum gloeosporioides*）爲臺灣地區楊桃栽培上最常見的病害。本病之病徵、病原菌形態、病原性及影響病害發生之因子，如溫度、感染源之來源等爲本研究探討的重點。*C. gloeosporioides* 係以分生孢子爲感染源，分生孢子之發芽及附著器形成的最適溫度分別爲16～36C及16～24C。病原菌以果實爲主要爲害對象，除造成果腐外，並於罹病部位大量產孢，成爲次生感染源的主要來源。本菌可感染各齡期的果實；此外，亦可感染葉片，但無病徵顯現，呈潛伏狀態。田間楊桃葉片及其所著生之中軸常有病原菌存活其上，其帶菌率可達 8～36%。至於存活在楊桃枯枝、落葉上的病原菌，亦有可能成爲本病之感染源。如將這些帶菌的枝、葉置於田間，則其上的病原菌可存活約20日；但若置於有遮蔽之乾燥處，則其上的病原菌可有四至五個月的存活期。接種來自番石榴、檬果、木瓜、蓮霧、葡萄及香蕉等六種作物之炭疽病菌於楊桃，亦能使其果實罹病，故其亦可能爲本病之感染源。

關鍵詞：楊桃炭疽病、病原性、感染源、殘存

楊桃爲臺灣地區常見的果樹之一，其栽培面積約二千六百餘公頃，主要分布在臺南、彰化、屏東、苗栗及臺中等縣[1]。楊桃之果實以鮮食爲主，加工次之；所以，確保果實的健康爲獲取栽培效益之先著。楊桃原產高溫多濕的熱帶地區[15]，其在本省的栽培環境亦然；加以其枝葉繁茂，適構成病害發生之有利條件。楊桃最普遍的病害問題，即爲造成果腐之炭疽病。

炭疽病菌（*Colletotrichum* spp.）係以大量的分生孢子（conidium）爲其感染源[16,18,20]，並藉雨水之飛濺作爲其主要的傳播方式[8,25]。分生孢子在寄主組織的表面需有一層水膜始能發芽[24]；發芽之後，在發芽管的前端即形成附著器（appressorium），並於其上產生侵入菌絲（penetration hyphae）以侵入組織，完成感染[4,5]。分生孢子發芽及附著器形成俱受溫度之顯著影響[6,12,22]。*Colletotrichum* spp. 對某些寄主有潛伏感染（latent infection）的現象[4,5,23]，楊桃炭疽病菌是否亦有此種現象，尙無報告述及。炭疽病菌在果樹上，多以果實爲主要爲害對象[11]，但葉片、枝條等部位亦可能是其爲害之目標[4,7,9,14]，而這些存在於枝條及葉片上的炭疽病菌亦往往成爲危害果實之感染源[10,13,14,17]。

本研究除就楊桃炭疽病之病徵及病原菌形態作一描述外，並針對影響本病發生之因子，如溫度、感染源之來源及病原菌在田間的存活方式等項進行探討。其目的除在瞭解楊桃炭疽病之發生條件，以作爲釐定其防治措施之參考外，並建立後續研究之基本資料。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1596 號　本研究承行政院農業委員會79農建－7.1－糧－73(9)計畫之經費補助，謹此誌謝。
2. 本所植病系助理、研究員及所長。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

材料與方法

菌 株

自民國七十八年七月起，分別前往臺灣各楊桃產區採取罹患炭疽病之楊桃果實，除記錄其病徵外，並以單孢分離法（single conidium isolation）分離其病原菌。分離所得之菌株均培養於馬鈴薯葡萄糖瓊脂培養基（potato dextrose agar, PDA），置於有光照（1200 lux）之24C 恆溫室中；每隔三週以原菌株之單孢作更新培養。選取經柯克氏法則（Koch′s postulates）確定其病原性之菌株YL－01（分離自員林）作爲本研究之供試菌株。

溫度對分生孢子發芽及附著器形成之影響

以 YL－01菌株的分生孢子加水做成懸浮液，塗在直徑9cm 之水瓊脂平板（2% water agar）上，以促使發芽管形成附著器（appressorium）。將這些處理後的平板分置於8～36C，間隔 4C的定溫箱中。經24小時後，各處理之發芽率及附著器形成率均達於最高，即於顯微鏡下計數平板上的孢子發芽率及附著器形成率。每處理四皿，每皿計數200個孢子。

病原菌對不同齡期果實之病原性

於七十八年十月間，以溫室盆栽之「二林」種楊桃所結之果實爲接種材料。用不同果實長度區分其齡期，即果長2.0～4.0cm、4.1～6.0cm、6.1～8.0cm、8.1～10.0cm及10.1～12.0 cm等5種，分別代表幼果至熟果的長度。以 YL－01菌株之分生孢子懸浮液（濃度：10^5 spores/ml），藉手壓噴霧器噴至不同齡期之楊桃果實上，然後套以塑膠袋保持潮濕。三天後，取下塑膠袋，觀察病徵之產生。每處理接種四粒果實，另以噴灑無菌水之處理爲對照。

病原菌對葉片之病原性

於八十年四月間，以 YL－01菌株之分生孢子懸浮液（濃度：10^5 spores/ml）藉手壓噴霧器噴至溫室盆栽之「二林」種楊桃的葉片上，然後套以塑膠袋保持潮濕。三天後取下套袋，觀察病徵之產生。另爲求證病原菌是否已感染葉片，取接種6日後的葉片計十片，先以酒精（純度95%）消毒3分鐘後，每葉片再切取 1 ㎟大小共十片，置於 2 %水瓊脂平板上。另將噴灑病原菌孢子懸浮液後即予晾乾之葉片，以相同之消毒方法予以分離作爲對照。一週後鏡檢組織塊，以判定病原菌是否僅附在葉片表面，抑已侵入組織中。

六種果樹炭疽病菌對楊桃之病原性

以分離自番石榴（*Psidium guajava* L.）、檬果（*Mangifera indica* L.）、木瓜（*Carica papaya* L.）蓮霧（*Eugenia javanica* L.）、葡萄（*Vitis* spp.）及香蕉（*Musa sapientum* L.）等六種果樹之炭疽病菌的分生孢子懸浮液（濃度：10^5 spores/ml）分別接種溫室內盆栽之「二林」種楊桃的果實（果長8.0～10.0cm），接種後之果實均套以塑膠袋保持潮濕三日，再經三日後，記錄病徵之產生。另以噴灑楊桃炭疽病菌及無菌水之處理作爲對照，每處理均爲五粒果實。

病原菌在楊桃葉片及其中軸之分離率

由於病原菌常可自楊桃無病徵的羽狀複葉之小葉（leaflet）及中軸（central axis）上分離獲得，其並可能成爲本病之重要感染源。爲調查病原菌在楊桃葉片及中軸上的出現頻率，於七十九年十二月間分別前往東勢（Tungshih）、卓蘭（Choulan）、員林（Yuanlin）及里港（Likang）等地採取楊桃之葉片（含其中軸），攜回室內進行分離，採集所得之葉片經水洗後，每葉切取10小塊（每塊0.3×0.3mm），複葉之中軸則分切成10小段（每段長5mm）分置於直徑9cm之水瓊脂平板上。於室溫下，經一週後，以顯微鏡檢查是否有病原菌長出。每地各分離50小葉及50根中軸。

病原菌在楊桃枯枝及落葉上的存活時間

爲探討病菌在楊桃枯枝及落葉上的存活期限，以病原菌 YL－01 之分生孢子懸浮液（濃度：10^5

spores/ml），以如前之接種方法，將其接種在田間的楊桃枝條及葉片上，再將這些接種的枝條及葉片摘下，分置於陰涼之走廊及田間二處。田間之處理係將枝條及葉片置於有孔之塑膠盆內，以避免接觸土壤，導致腐爛。這些處理的組織每隔10天各取三段（片）枝條及葉片，用同前之水瓊脂平板進行分離，以視病原菌是否存活。

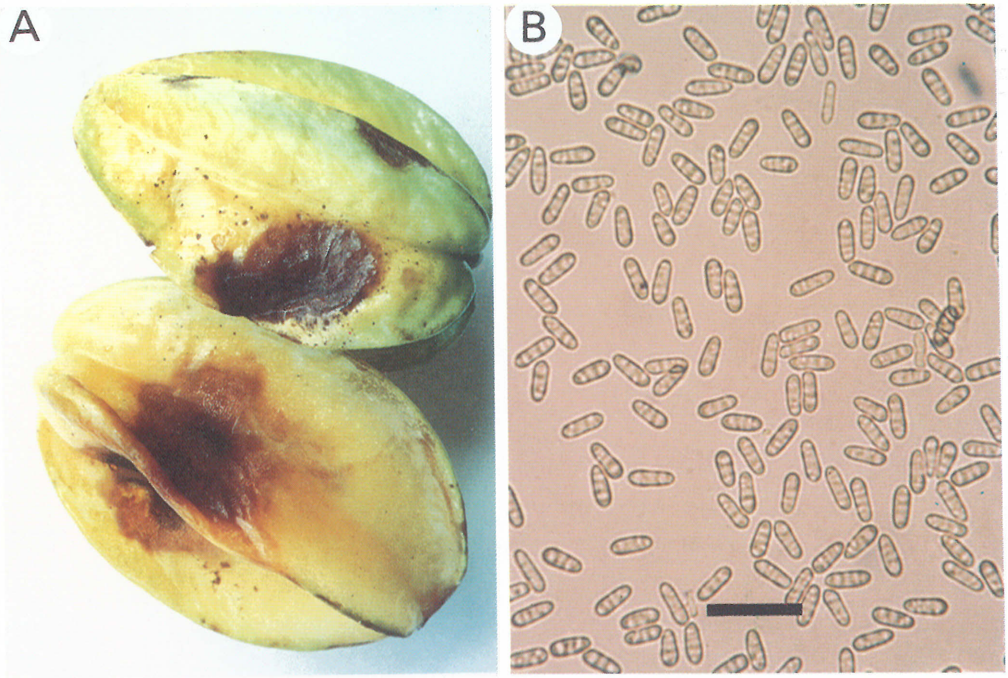
結　果

病　徵

楊桃炭疽病之病徵僅見於自然界及工人接種之果實上，其病徵可於果稜及果瓣上出現。田間發病之幼果較爲罕見，且病斑多表現在果稜上。當果實罹病初期，在果實表皮會呈現黑褐色斑點；邇後，斑點逐漸擴大，顏色亦漸加深致呈黑褐色。罹病後期，病斑會略凹陷，並在其上產生大量桔紅色的分生孢子盤（acervulus）（圖一、A），罹病果實到最後會腐爛並且易於落果。

病原菌形態

楊桃炭疽病菌在不同齡期之寄主果實及 PDA 上均僅能產生分生孢子（conidium）。病原菌之分生孢子爲無色，短桿狀，兩端鈍圓，大小爲14～（16）～20×4～（4.5）～5μm（圖一、B）。分生孢子聚生於分生孢子盤上，呈桔紅色。孢子盤並能產生剛毛（seta），但僅於楊桃果實上之孢子盤見及。病原菌在 PDA 上之菌落以灰色及灰白色之菌絲爲主體，其上著生之分生孢子的量則多少不一，部份菌株甚且完全不產生分生孢子。本菌經形態比對後，確定爲 *Colletotrichum gloeosporioides*（Penz.）Penz. & Sacc.[21]。



圖一、楊桃炭疽病及其病原菌：（A）果實之典型病徵；（B）病原菌之分生孢子，橫線代表30μm

Fig. 1. Carambola anthracnose caused by *Colletotrichum gloeosporioides*：(A) Typical symptom on fruit：(B) Conidia of the fungus, Scale bar=30μm.

溫度對病原菌分生孢子發芽及附著器形成之影響

病原菌的分生孢子在水瓊脂平板上經8小時後，於20～36C 之處理均有50～99%之發芽率，其中在20～28C 之處理中，附著器的形成率爲2～10%。經過16小時後，16C 之處理亦有31%之發芽率，其中16～24C 有15～20%之附著器形成率。當處理達24小時，其分生孢子發芽率以16～36C 較佳，附著器形成則以16～24C 爲優。溫度在8C ，分生孢子完全不發芽；36C 時，孢子雖發芽亦不形成附著器（表一）。

表一、溫度對楊桃炭疽病菌分生孢子發芽及附著器形成之影響

Table 1. Effect of temperature on conidial germination and appressorial formation of *Colletotrichum gloeosporioides*[a]

Temperature (C)	Percentage of[b]	
	Conidial germination	Appressorial formation
8	0 d[c]	0 b
12	36 c	1 b
16	95 a	43 a
20	95 a	48 a
24	94 a	43 a
28	86 b	4 b
32	99 a	3 b
36	99 a	0 b

[a] Date were recorded 24 hours after treatment.
[b] Numbers in the columns are means of four relicates with 200 conidia per replicate.
[c] Means followed by different letters are significantly different, p=0.01, according to Duncan's multiple range test.

病原菌對不同齡期果實之病原性

病原菌之分生孢子接種不同齡期之楊桃果實，經三日後，各齡期果實於果稜及果瓣部位均產生褐色病斑，不同齡期果實所產生之病斑大小及數量亦略同。這些病斑會隨時間而擴大，且在熟果上的擴大速度較在幼果上者爲快。

病原菌對葉片之病原性

病原菌接種楊桃葉片，經連續觀察至落葉（約經一個月），均未見葉片上表現任何病徵。但將接種之葉片，任取十片，經表面消毒後，每片切取十小塊，置於水瓊脂平板上，却可於葉片獲得100%的帶菌率。但接種後葉片隨即晾乾，以同上之取樣數經酒精消毒後，即無法分離到病原菌。此表示病原菌確已侵入葉片組織，但呈潛伏狀態（latency）。

六種果樹炭疽病菌對楊桃之病原性

以番石榴等六種果樹炭疽病菌接種溫室盆栽之楊桃果實，經三日後，均可於接種之楊桃果實上出現病徵。不同果樹炭疽病菌在楊桃果實上所造成之病徵並無差別。

病原菌在楊桃葉片及中軸之分離率

根據分離結果得知，各地採集之楊桃葉片及中軸皆可分得炭疽病菌，其在葉片及中軸上的分離率爲8～36%（表二）。這些在葉片及中軸上分離所得之炭疽病菌，經形態比對及病原性測定後，均可確定爲楊桃炭疽病菌。

表二、楊桃炭疽病菌在楊桃葉片及中軸之分離率

Table 2. Frequency of *Colletotrichum gloeosporioides* isolated from leaves and central axes of carambola

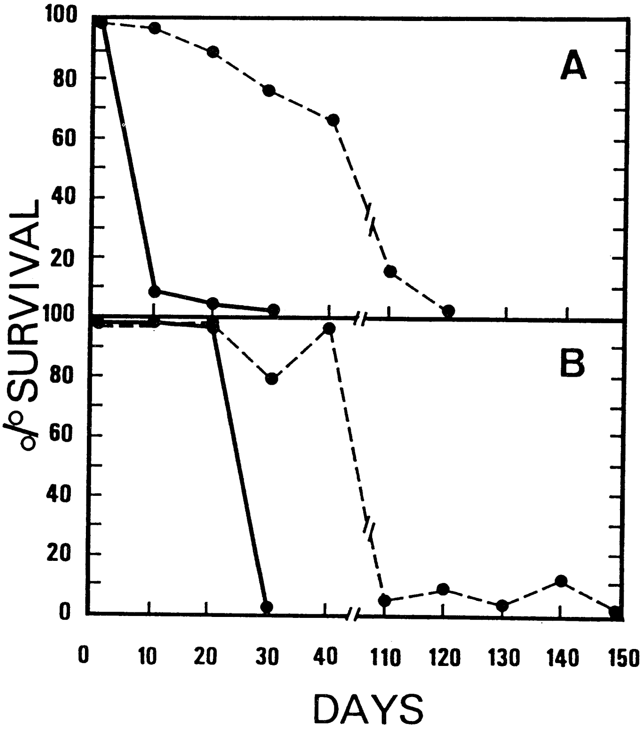
Locality	Percentage of pathogen isolated from[a]	
	Leaves	Central axes
Tungshih	8	8
Choulan	36	8
Yuanlin	28	32
Likang	32	36

[a] Numbers in the columns are percentage of leaves or central axes infected in total 50 leaves or central axes isolated.

病原菌在楊桃枯枝及落葉上的存活時間

在楊桃組織的分離過程中，可見置於水瓊脂上之組織塊產生明顯的病原菌桔紅色分生孢子盤；唯在原保存之乾燥環境下，則未見其產孢。在組織分離上所見之雜菌以 *Alternaria* spp. 最多，其次爲 *Fusarium* spp. 及 *Curvularia* spp. ，但其並不影響鏡檢之結果。

根據試驗結果得知，楊桃炭疽病菌在楊桃枯枝及落葉上的存活時間，因所置之環境而異。病原菌在枝條或葉片上，如係置於陰涼之走廊，其存活時間可長達四至五個月，但如將其置於田間，則其存活期限均不逾30日（圖二）。因此，田間之枯枝及落葉難以成爲病原菌長期的存活場所。



圖二、楊桃炭疽病菌在楊桃枝條及葉片上的存活時間；A. 枝條，B. 葉片

Fig. 2. Survival of *Colletotricum gloeosporioids* on dead twigs (A) and leaves (B) of carambola preserved in shelter (●------●) and in field (●▬▬●) conditions. Survival rates were measured as the percentages of recorded pieces that yielded *C. gloeosporioides.*

討　論

楊桃炭疽病菌 *C. gloeosporioides* 普遍存在於田間楊桃之葉片及葉片所著生之中軸。雖然病原菌未能使葉片及中軸產生可見之病徵，唯據本研究得知，病原菌確可對葉片造成感染，但它在組織內的存活狀態則不詳。病原菌此種潛伏而始終未顯現病徵之現象是一值得深入探討的有趣問題。而這些存在於葉片上的病原菌對此常綠果樹病害之發生，是否具有影響，端視其是否能於組織上產孢而定。

雖然炭疽病菌（*Colletotrichum* spp.）對某些果樹有潛伏感染之現象[19,23]，但據本研究之結果觀之，楊桃在人爲賦與的有利發病環境下，各齡期之果實均可產生病徵；依此觀之，本病似不具潛伏感染之現象。此與葡萄[2]、蘋果[16]、草莓[20]等作物炭疽病的感染過程類似，亦即楊桃果實生長全程均有發病之可能。至於，田間實際卻以熟果發病爲多之現象，是否與病原菌在成熟果實上的發病速度較快且產孢量亦較多有關，則尙待觀察。

由於炭疽病菌之腐生能力甚強[3]，因此，除了受感染的果實可能提供本病之感染源以外，楊桃之腐敗組織亦可能成爲病原菌存活的場所。本研究顯示，楊桃的枯枝、落葉於有遮蔽的乾燥環境下，其上的病原菌有長達四至五個月的存活期；即使暴露在田間，其亦有近一個月的存活期。因此，適當的整枝修剪並淸除枯枝、落葉，對本病之防治應有其必要。

人工接種番石榴等六種果樹炭疽病菌於楊桃果實上，可以獲得與接種楊桃炭疽病菌者相同之結果，此種現象與葡萄上的情形正好相反[2]。可見不同炭疽病菌對不同寄主的病原性是一極爲複雜的問題。此種現象係導因於寄主感病性（susceptibility）之差異，或爲不同炭疽病菌病原性（pathogenicity）之差異，抑兼而有之，實値得深入加以研究。

引用文獻

1. 臺灣省政府農林廳。1990。臺灣農業年報。382頁。
2. 段中漢。1990。七種果樹炭疽病菌對葡萄果實之病原性。植保會刊32：343。（摘要）
3. Baxer, A. P., Westhuizen, G. C. A. van der, and Eicker, A. 1985. A review of literature on the taxonomy, morphology and biology of the fungal genus *Colletotrichum*. Phytophylactica 17：15～18.
4. Daykin, M. E., and Milholland, R. D. 1984. Infection of blueberry fruit by *Colletotrichum gloeosporioides*. Plant Dis. 68：948～950.
5. Dickman, M. B., and Alvarez, A. M. 1983. Latent infection of papaya caused by *Colletotrichum gloeosporioides*. Plant Dis. 67：748-750.
6 Dillard, H. R. 1988. Influence of temperature, pH, osmotic potential, and fungicide sensitivity on germination of condia and growth from scloerotia of *Colletotrichum coccodes in vitro*. Phytopathology 78：1357-1361.
7. Eastburn, D. M., and Gubler, W. D. 1990. Strawberry anthracnose：Detection and survival of *Colletotrichum acutatum* in soil. Plant Dis. 74：161-163.
8. Fitt, B. D. L., McCartney, H. A., and Walkeate, P. J. 1989. The role of rain in dispersal of pathogen inoculum. Annu. Rev. Phytopathol. 27：241-270.
9. Hartman, G. L., Manandhar, J. B., and Sinlair, J. B. 1986. Incidence of *Colletotrichum* spp. on soybeans and weeds in Illinoise and pathogenicity of *Colletotrichum truncatum*. Plant Dis. 70：780-782.
10. Hartung, J. S., Burton, C. L., and Ramsdell, D. C. 1981. Epidemiological studies of blueberry anthracnose disease caused by *Colletotrichum gloeosporioides*. Phytopathology 71：449-453.
11. Horst, R, K. 1979. Westcott's plant disease handbook, 4th ed. Van Nostrand Reinhold company, New York. 803 pp.
12. Ishida, S., and Akai, S. 1969. Relation of temperature to germination of conidia and appressorium

formation in *Colletotrichum lagenarium.* Mycologia 61 : 382-386.

13. Lipps, P. E. 1983. Survival of *Colletotrichum graminicola* in infested corn residues in Ohio. Plant Dis. 67 : 102-104.
14. Milholland, R. D. 1982. Histopathology of strawberry infected with *Colletotrichum fragariae.* Phytopathology 72 : 1434-1439.
15. Marton, J. F. 1987. Fruits of warm climates. Media, Incorporated. Greensboro, N. C. Xii+505 pp.
16. Noe, J. P., and Starkey, T. E. 1982. Relationship of apple fruit maturity and inoculum concentration to infection by *Glomerella cingulata.* Plant Dis. 66 : 379-381.
17. Pantidou, M. E., and Schroeder, W. T. 1955. Foliage as a source of secondary inoculum for tomato anthracnose. Phytopathology 45 : 338-345.
18. Shane, W. W., and Sutton, T. B. 1981. The *Glomerella cingulata* perfect stage and apple bitter rot. Plant Dis. 65 : 135-137.
19. Simmonds, J. H. 1965. A study of the species of *Colletotrichum* causing ripe fruit rot in Queensland. Qd. J. Agric. Sci. 22 : 437-459.
20. Smith, B. J., Black, L. L., and Gallctta, G. J. 1990. Resistance to *Colletotrichum fragariae* in strawberry affected by seedling age and inoculation method. Plant Dis. 24 : 1016-1021.
21. Sutton, B. C. 1980. The Coelomycetes. Fungi Imperfecti with pycnidia, acervuli and stromata. CMI, Kew, Surrey, England. 696 pp.
22. Tebeest, D. C., Templeton, G. E., and Smith, Jr., R. J. 1978. Temperature and moisture requirements for development of anthracnose on northern jointvetch. Phytopathology 68 : 389-393.
23. Verhoeff, K. 1974. Latent infection by fungi. Annu. Rev. Phytopathol. 12 : 99-110.
24. Wilson, L. L., Madden, L. V., and Ellis. M. A. 1990. Influence of temperature and wetness duration on infection of immature and mature strawberry fruit by *Colletotrichum acutatum.* Phytopathology 80 : 111-116.
25. Yang, X., Wilson, L. L., Madden, L. V., and Ellis, M. A. 1990. Rain splash dispersal of *Colletotrichum acutatum* from infected strawberry fruit. Phytopathology 80 : 590-595.

Pathogenicity and Incoulum Sources of *Colletotrichum gloeosporioides* on Carambola[1]

C. H. Duan, W. H. Tasi, and C. C. Tu[2]

Summary

Anthracnose of carambola caused by *Colletotrichum gloeosporioides* is widespread in Taiwan. The disease symptom, morphology of the causal agent and the factors affecting the disease incidence such as temperature and inoculum sources in fields were surveyed in this study. The optimum temperatures for the conidial germination and appressorial formation were 16～36C and 16～24C, respectively. Rot symptom caused by the fungus on all growing stages of carambola fruits were found in orchard. The conidia on fruit lesions also served as the principal inoculum source of this disease. In addition, the fungus could infect leaflets and central axes of its pinnately decompound leaves of the fruit tree, although they did not show any visual symptom. The isolation rates of the fungus on these two parts were 8～36 %. The pathogen also survived on dead twigs and leaves. The longevity of the fungus on these plant debris had adout 20 days and four to five months long, respectively, if they were put under shelter and field conditions. By artificial inoculation, *Colletotrichum* spp. collected from guava, mango, papaya, wax apple, grape and banana could each cause carambola fruit rot as the pathogen did, therefore, they were also assumed to be potential inoculum sources of this disease.

key words : carambola anthracnose, *Colletotrichum gloeosporioides*, inoculum source, pathogenicity, survival.

---

1. Contribution No. 1596 from Taiwan Agricultural Research Institute. This study was supported by grants from Council of Agriculture, Executive Yuan, ROC.
2. Assistant, Senior Plant Pathologist, and Director, respectively, Taiwan Agricultural Research Institute, Wufeng 41301, Taichung County, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(4)：433～438（1991）

兩種食餌對斑郭公蟲 *Tillus notatus* Klug (Coleoptera：Cleridae) 發育期、死亡率及繁殖力之影響[1]

姚美吉　羅幹成[2]

摘要：斑郭公蟲（*Tillus notatus* Klug）爲積穀害蟲之捕食性天敵。在其捕食物中，玉米象與煙甲蟲是大量繁殖斑郭公蟲最具潛能之兩種食餌。本實驗分別以此兩種食餌比較對斑郭公蟲發育期、死亡率及繁殖力之影響。在30±2°C下，斑郭公蟲幼蟲期之發育與死亡率，受兩食餌之影響差異並不顯著。但於成蟲期時，其成蟲壽命以玉米象蛹飼育者爲煙甲蟲蛹飼育者3倍，產卵期爲4.8倍，產卵量爲6倍。兩食餌比較，玉米象蛹爲其較佳食餌。以玉米象蛹飼育之斑郭公蟲，其各蟲期分別爲：卵期9・9±0・3天；幼蟲期54.5±13.4天；蛹期14±2.2，成蟲期32.2±17.3天（雌雄平均）；產卵期24.1±12.5天；每雌蟲平均產卵462±377個，雌蟲一生最高產卵達2273個卵。在捕食物充沛下，斑郭公蟲幼蟲期對玉米象蛹之總捕食量爲155±43個，以四齡幼蟲捕食力最強，平均每天取食7.8±2.5個蛹。成蟲期平均每天取食8.1±3.11個蛹。以玉米象大量繁殖斑郭公蟲在積穀害蟲防治上，具有應用之潛力。

關鍵詞：積穀害蟲、捕食性天敵、斑郭公蟲、玉米象、煙甲蟲、生活史、食餌。

斑郭公蟲（*Tillus notatus* Klug）爲鞘翅目郭公蟲科昆蟲，分佈於臺灣屏東滿州及花蓮田蒲，另外在日本、印度、馬達加西均有紀錄[4,7,8]。其成蟲及幼蟲均爲積穀害蟲之捕食性天敵，捕食範圍包括鞘翅目之穀蠹、玉米象、米象、擬穀盜、扁擬穀盜、小長蠹蟲、煙甲蟲及鱗翅目之粉斑螟蛾、印度穀蛾、外米綴蛾等。該蟲喜於米穀中搜尋食物，活動力與捕食力均強，且受常用藥劑巴賽松粉劑影響甚微[1]。

倉庫之生態環境較一般作物之生態環境穩定，且生物相亦較單純，較不受外在因子（溫度、光線、雨量等）之影響。而一般積穀進倉後，儲存時間均在兩年以上，適合生物防治法之應用。以斑郭公蟲在倉庫積穀中進行捕食，表層再配合低毒性巴賽松粉劑，此綜合防治既安全且經濟，可長期有效防治積穀害蟲，減少積穀之損失。

大量繁殖捕食性天敵時，食餌的選擇爲成敗的重要關鍵因子，因食餌常直接影響天敵的發育、死亡率、生殖及繁殖力[3,5,6,17]。在斑郭公蟲之捕食物中。以玉米象與煙甲蟲之繁殖最快且多，飼育較易。其各期中蛹取材最適合且容易，因蛹期靜止不動，斑郭公蟲取食容易，且蛹體之組織液較少可避免斑郭公蟲初齡幼蟲被黏著致死。且可以大小不同網目之篩網篩選，可快速及大量採蛹，既方便且省時。本實驗以此兩種捕食物之蛹作爲食餌，比較斑郭公蟲之發育期、死亡率、成蟲壽命及繁殖力等生物

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第1597號。本研究承蒙行政院農委會補助（80-7.1-糧-85（6），並蒙本系陳炳輝及陳健忠博士提供寶貴意見，謹此致謝。
2. 臺灣省農業試驗所助理、研究員兼系主任。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

特性之差異，以選擇最佳食餌，建立大量繁殖法，以防治積穀害蟲。

材料與方法

在室內30±2°C下，玉米象（*Sitophilus zeamais* Motschulsky）與煙甲蟲（*Lasioderma serricorne* Fabricius）分別以麥片飼育於12×18cm之玻璃培養皿中。約經一個月，至蛹期時分別以不同網目之篩網除去麥片及粉末，挑出蛹作為斑郭公蟲之食餌。

取150隻斑郭公蟲（*Tillus notatus* K.）初孵化之一齡幼蟲，在室內30±2°C下，以玉米象蛹作單隻飼育。另相同狀況下，亦以煙甲蟲蛹飼育斑郭公蟲150隻，作兩食餌對斑郭公蟲之影響比較。

斑郭公蟲幼蟲之飼育，以玉米象或煙甲蟲蛹約5—20個（隨齡期而增加），置於1.5x5cm的小試管中。然後以小毛筆接入一隻斑郭公蟲初孵化幼蟲，瓶口以紗布封住並以橡皮圈束緊，並每日觀察幼蟲之發育，脫皮、捕食量及死亡情形。於斑郭公蟲四齡幼蟲時，放入以透明秤量紙捲成的3x10mm的圓筒形小管，當作人造蛹室，老熟幼蟲進入小管並以分泌物封閉管口化蛹，可清楚觀察斑郭公蟲化蛹及羽化時間。

初羽化之成蟲置於3x18cm試管中，若能配對即進行配對，管中並放置玉米象或煙甲蟲蛹約20隻，並3—16cm之波浪形西卡紙，供成蟲取食及產卵用。每日更換食餌及產卵紙，並記錄產卵量、捕食量及死亡情形。

結果與討論

斑郭公蟲以玉米象及煙甲蟲蛹飼育之各蟲期資料，均以順利完成世代之蟲數進行統計分析。以玉米象蛹飼育者，蟲數為95隻，卵期9.9±0.3天；一齡幼蟲8.4±1.9天，二齡7.3±2.0天，三齡8.7±1.4天，四齡30.1±11.6天。四齡老熟幼蟲進入人造蛹室，並以分泌物封住透明管口，靜止或脫皮化蛹前，此階段稱為前蛹期，為11.3±7.8天。幼蟲期計54.5±13.4天；蛹期為14±2.2天。以煙甲蟲蛹飼育者，蟲數為89隻，卵期9.9±0.3天，1、2、3、4齡幼蟲及前蛹期分別為9.9±2.7、8.1±2.5、29.1±8.8、11.8±7.9天，幼蟲期計56.9±11.6天；蛹期為14.3±1.6天（表一）。

表一、在30±2°C下，以玉米象蛹與煙甲蟲蛹飼育對斑郭公蟲發育期之影響

Table 1. Comparisons of the development stage of *T. notatus* fed on *S. zeamais* and *L. serricorne* at 30±2°C

stage	Duration (days)	
	S. zeamais Mean ± SD (Range)	*L. serricorne* Mean ± SD (Range)
No.of sample	95	89
Egg	9.9±0.3	9.9±0.3
	(9—10)	(9—10)
larva	54.5±13.4	56.9±11.6
	(37—116)	(38—98)
1st instar	8.4±1.9	9.9±2.7
	(6—19)	(7—23)
2nd instar	7.3±2.0	8.1±2.5
	(5—17)	(5—16)
3rd instar	8.7±1.4	8.1±2.7
	(6—14)	(5—27)
4th instar	30.1±11.6	29.1±8.8
	(15—72)	(5—55)
Prepupa	11.3±7.8	11.8±7.9
	(0—48)	(3—50)
Pupa	14.0±2.2	14.3±1.6
	(10—26)	(12—20)

以玉米象蛹爲食餌，斑郭公蟲幼蟲各齡至蛹期之死亡率分別爲4.7、7.3、3.3、16、3.3%，以四齡幼蟲死亡率最高。以煙甲蟲蛹爲食餌，其幼蟲各齡至蛹期之各期死亡率分別爲13.3、6、3.3、12、4%，以一齡幼蟲的死亡率最高，兩者死亡率很相近（表二），死亡徵狀也大致相同，斑郭公蟲之一、二齡幼蟲因蟲體尙小，常被取食的昆蟲蛹體所流出之組織液黏住致死亡或齡期延長，最後逐漸乾瘦，發育不良致死。三、四齡幼蟲主要徵狀爲身體變黃且硬直致死，部份老熟幼蟲不分泌黏性物質封閉人工蛹室，而持續脫皮使齡期延長，最後脫皮或發育不全致死。四齡幼蟲死亡率偏高，可能以秤量紙所作之造蛹室不是其最理想之化蛹場所，幼蟲不願進入蛹室化所造成的現象。蛹期死亡徵狀爲羽化不全，死於管中。

表二、在30±2°C下，以玉米象蛹與煙甲蟲蛹飼育對斑郭公蟲之死亡率

Table 2. Comparisons of the mortality of *T. notatus* fed on *S. zeamais* and *L. serricorne* at 30±2°C

stage	Mortality (%)	
	S. zeamais	*L. serricorne*
	n=150	n=150
1st instar	4.7	13.3
2nd instar	7.3	6.0
3rd instar	3.3	3.3
4th instar	16.0	12.0
Pupa	3.3	4.0
Total	34.7	38.7

以玉米象蛹爲食餌，其成蟲性比約1：1.11(♂：♀），雄蟲壽命32.8±19.1天，雌蟲31.5±15.7天，雌雄平均32.2±17.3天。產卵前期4.9±2.9天，產卵期24.1±12.6天。每一雌蟲平均產卵462±377天，雌蟲一生最高產卵可達2,273個卵。以煙甲蟲蛹爲食餌，其成蟲之性比約1：0.67（♂：♀），雄蟲壽命12.1±8.5天，雌蟲8.3±6.3天，雌雄平均10.6±7.9天。產卵前期3.2±1.7天，產卵期4.9±4.5天。每一雌蟲平均產卵77±100個，雌蟲一生最高產卵可達311個卵（表三）

表三、在30±2°C下，以玉米象蛹與煙甲蟲蛹飼育斑郭公蟲之性比例、成蟲壽命及繁殖力

Table 3. Comparisons of sex ratio, adult longevity and fecundity of *T. notatus* fed on *S. zeamais* and *L. serricorne* at 30±2°C

stage	*S. zeamais*	*L. serricorne*
	Mean ± SD (Range)	Mean ± SD (Range)
No.of sample	95	89
Sex ratio (♂：♀)	1：1.1	1：0.68
Adult longevity：		
Male (days)	32.8±19.1	12.1±8.5
	(2—84)	(1—33)
Female (days)	31.5±15.7	8.3±6.3
	(10—76)	(2—23)
Preovipositing (days)	4.9±2.9	3.2±1.7
	(2—16)	(2—7)
Ovipositing (days)	24.1±12.6	4.9±4.5
	(3—53)	(1—19)
Fecundity:		
No.eggs/female	462±377	77±100
	(0—2273)	(0—311)

本實驗中發現以玉米象蛹及煙甲蟲蛹爲食餌，對斑郭公蟲之生育有一特殊現象，即在幼蟲期的發育、死亡率兩方面均無明顯差異。而發育至成蟲期後以玉米象蛹爲食餌之斑郭公蟲，在壽命、雌蟲的產卵期及繁殖力均遠較以煙甲蟲蛹爲食餌者爲佳。在草蛉及捕食蟎之食餌研究上，Philippe [9,10] 指出食物中含有不同之蛋白質組成明顯影響草蛉壽命。且草蛉*Chrysopa perla*在雌蟲剛羽化初期，飼育不同蛋白質組成之捕食物，即直接影響雌蟲之卵黃生成[11,12,13]。*Finney*[5]曾以水解蛋白質飼育草蛉*Chrysopa californica* 較以介殼蟲之蜜露飼育，其產卵量顯著增加。以赤葉蟎*Tetranychus cinnabarinus* 飼育之捕植蟎*Amblyseius chilenensis* 每日產卵量較以粉蝨*Bemisia tabaci* 飼育者高出18倍[14]。

且實驗發現雌蟲以玉米象蛹爲食餌，在產卵前僅10%死亡，產卵期之最初2—3天，產卵量較少，逐漸增加且穩定產卵，可長達10天以上。但雌蟲以煙甲蟲蛹爲食餌，於產卵前卻有41.7%死亡，產卵期僅5天，且無規律數量亦少。由此顯示，斑郭公蟲於產卵前即受食餌明顯影響。*Tauber and Tauber*[15,16]指出草蛉*Chrysopa oculata*在成蟲期必須以碗豆蚜爲食餌，才能交尾及產下受精卵。而草蛉 *Chrysopa perla* 以蚜蟲 *Megoura viciae* 飼育，到成蟲期時，雄蟲會產生不孕現象[3]。由上述現象推測，煙甲蟲之蛹體可能含有部份物質，對斑郭公蟲幼蟲不具影響。但對成蟲則產生直接影響，可能引起交尾異常、無法正常受精、卵黃無法生成或雄蟲部份不孕，而造成高死亡率、壽命縮短、產卵少且不規律等現象。若以煙甲蟲飼育之斑郭公蟲至成蟲改爲玉米象飼育，且能正常發育。則煙甲蟲亦可能爲斑郭公蟲大量繁殖時之代用食餌。後續之研究值得進一步探討。

以玉米象蛹爲食餌，在食餌充沛下，其幼蟲各齡及成蟲每天的捕食量分別爲0.6±0.1、1.9±0.9、5.2±2.1、7.8±2.5及8.1±3.1個蛹。剛脫皮之三齡幼蟲，食量大增至四齡時取食量最高，幼蟲期總捕食量爲155±43個蛹。以煙甲蟲蛹爲食餌，其幼蟲各齡及成蟲每天的捕食量分別爲0.8±0.4、3.7±1.6、6.3±2.5、10±1.2及9.2±3.5個蛹，幼蟲期總捕食量爲183±47個蛹（表四）。在穀倉中斑郭公蟲若能發揮捕食力，在積穀公蟲防治上將具有應用潛力。

表四、斑郭公蟲對玉米象蛹與煙甲蟲蛹之每日捕食量

Table 4. Number of *S. zeamais* and *L. serricorne* preyed per day by *T. notatus* at different larval and adult stages

stage	No. of Pupae/day	
	S. zeamais	*L. serricorne*
	n=150	n=150
1st instar	0.6±0.1	0.8±0.4
2nd instar	1.9±0.9	3.7±1.6
3rd instar	5.2±2.1	6.3±2.5
4th instar	7.8±2.5	10.0±1.2
adult	8.1±3.1	9.2±3.5

在取食行爲的觀察上，斑郭公蟲對鞘翅目昆蟲之喜好性遠勝於鱗翅目昆蟲。因鱗翅目幼蟲之蟲體較大，且爬行速度也較快，斑郭公蟲取食不易。彭[2]調查積穀害蟲在穀倉的分佈狀況，發現鱗翅目之幼蟲及成蟲大都分佈於積穀表層，較易以粉劑加以防治，而鞘翅目幼蟲及成蟲，體軀細小且堅硬，大都鑽入積穀之中、下層、不易以粉劑防治。而斑郭公蟲幼蟲之習性喜鑽入米穀中搜尋積穀害蟲之幼蟲、蛹及成蟲。因此在積穀害蟲防治上，若以玉米象蛹大量繁殖斑郭公蟲，釋放於穀倉中並配合巴賽松粉劑防治，恰可互補其短，將可提升防治效果。

參考文獻

1. 林 欉、李錦霞、羅幹成．1990．斑郭公蟲生活史及其形性觀察．中華農業研究 39(1)：65—69.

2. 彭武康．1977．鞘翅類害蟲在穀倉之分佈．稻作與糧倉害蟲研討會專輯．臺灣植保中心印行，74—79頁.

3. Canard, M. 1970. Stérilité d'origine alimentaire chaz le chez le mâle d'un prédateur aphidiphage *Chrysopa perla* (L.) (Inescts,Névroptéres). C. r. hebd. Séanc. Acad. Sci., Paris 271 : 1097-1099.

4. Chapin, E. A 1924. Classification of the Philippine components of the coleopterous family Cleridae. Philipp. J. Sci. 25 : 159—286.

5. Finney, G. L. 1950. Mass-culturing *Chrysopa californica* to obtain eggs for field distribution. J. Econ. Entomol. 43 : 97—100.

6. Hydorn. S. B., and W. H. Whitcomd. 1979. Effects of larval diet on *chrysopa rufilabris.* Fla ent. 62 : 293—298.

7. Miwa. Y. 1931. A systematic catalogue of Formosan Coleoptera. Department of agriculture government research institute Formosa. Report 55 : 112.

8. Nakane, T.,K. Ohbayashi, S. Nomura, and Y. Kurosawa. 1963. Iconographia insectorum japonicorum colore naturali edita Volumen II(Coleoptera). Hokuryukan. Tokyo, Japan. 443pp.

9. Philippe, R. 1970. Role de la glande annexe lors de la ponte chez *Chysopa perla* (L.) (Insectes. Planipennes). C. r. hebe. Séanc. Acad. Sci., Paris 270 : 2448—2450.

10. Philippe, R. 1972. Bioligie de la reproduction de *Chrysopa perla* (L.) (Neuroptera. Chrysopidae) en fonction de I'alimentation imaginale. Annls Zool. Ecol. anim. 4 : 213-227.

11. Rousset,A. 1976. Les stades du développement ovarien de *Chrysopa perla* (Neuroptera). Étude histologique sur des femelles soumises a des conditions trophiques optimales. Annls Soc. Ent. Fr., N. S. 12 : 405—417.

12. Rousset, A. 1980a. Étude biométrique de la croissance chez *Chrysopa perla* en regime alimentaire optimal et en régime déficient (Neuroptera, Chrysopidae). Annls Soc. Ent. Fr., N. S. 16 : 453—464.

13. Rousset, A. 1980b. Étude électrophoretique des proteines hemolymphatiques et ovocytaires chez *Chrysopa perla* (L.) (Insectes, Névropteres) au cours de la maturation ovarienne, en fonction de differents regimes alimentaires. C. r. hebd. Seanc. Acad, Sci., Paris 290 : 715—718.

14. Swirski, E., S. Amital, and N. Dorzia. 1970. Laboratory studies on the feeding habits, post-embryonic survival and oviposition of the predaceous mites *Amblyseius chilenensis* Dosse and *Amblyseius hibisci* Chant (Acarina : Phytoseiidad) on various kinds of food substances. Entomophaga 15 : 93—106.

15. Tauber, M. J., and C. A. Tauber. 1973. Dietary requirements for mating in *Chrysopa oculata* (Neuroptera. Chrysopidae). Can. Ent. 105 : 79—82.

16. Tauber, M. J., and C. A. Tauber. 1974. Dietary influence of reproduction in both sexes of five predacious species (Neuroptera). Can. Ent. 106 : 921—925.

17. Tulisalo, U. 1984. Mass rearing techniques. In Canard, M., Y. Semeria., and T. R. New (ed.) pp 213—220, Biology of Chrysopidae, Dr W. Junk Publishers, the Hague. 294 pp.

Effects of two preys on the development stage, mortality, and fecundity of *Tillus notatus* Klug (Coleoptera : Cleridae)[1]

M. C. Yao and K. C. Lo[2]

Summary

Tillus notatus Klug is an important predator of the stored product insects. Development stage, mortality, and fecundity of *T. notatus* were compared when using two potential stored product insects, maize weevil and cigarette beetle as prey. Under 30±2°C, the larval development and mortality of *T. notatus* is similar after feeding on pupae of maize weevil and cigarette beetle. The adult longevity of *T. notatus* fed on maize weevil is 3 times than that of fed on cigarette beetle, while oviposition period is 4.8 times, and fecundity is 6 times more than those of the latter. The pupa of maize weevil was the better prey for *T. notatus* in our experiment. The use of maize weevil as prey, the life history of *T. notatus* was as following : egg 9.9±0.3 days, larva 54.5±13.4 days, pupa 14±2.2 days, mean of male and female adult 32.2±17.3 days, oviposition period 24.1±12.5 days. Female could deposit up to 2273 eggs during her life with 462±377 eggs in average. Totally 155±43 pupae of maize weevil were consumed during the larval stage of *T. notatus,* and the fourth instar fed the most with 7.8±2.5 pupae per day in average. The mean number of pupae preyed by adult is 8.1±3.11 papae per day. *T. notatus* may have high potential for the control of the stored product insects.

Key Words : stored product insects, predator, *Tillus notatus* K., maize weevil, cigarette beetle, life history, prey.

---

1. Contribution No. 1597 from Taiwan Agricultural Research Institute. This research was supported by grants from Council of Agricultural, Executive Yuan, ROC.
2. Assistant and senior entomologist, Department of Applied Zoology, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(4)：439～444（1991）

茶細蟎在檸檬、茶及辣椒上之生活史[1]

何　　琦　　琛[2]

摘要：25°C及13小時光照之定溫箱中，利用浮葉法以檸檬、茶和辣椒之嫩葉飼養茶細蟎（*Polyphagotarsonemus latus*（Banks）），自卵發育至成蟎其雌蟎及雄蟎分別需3.5及3.2、3.6及3.9、4.1及4.1天，壽命分別爲8.8及4.2、15.5及17.9、11.4及15.3天，產卵量分別爲42、58、25粒。雌、雄成蟎性比例在前述三種寄主嫩葉上分別爲2.2、2.6及2.8，在苗木上則爲1.8、2.5及2.3。以取食檸檬嫩葉時發育最快，但取食茶嫩葉時壽命最長、產卵量最高、雌蟎比例最高；而雖然統計上差異不顯著，平均體寬亦以取食茶嫩葉時最胖。則茶爲供試作物中最適合茶細蟎者。雌蟎行單產雄性孤雌生殖（arrhenotoky）。除上述作物之外，尙發現茶細蟎爲害葡萄、茄及菜豆之嫩葉。

關鍵詞：茶細蟎、生活史、茶、檸檬、辣椒

民國75年間，南投縣中寮鄉柳橙園之春、夏芽發生生育不良，幼嫩葉片呈狹長形，顏色較淡且不勻，葉片長大後可見斑駁之黃綠色紋等現象。被害葉生長較爲遲緩，受害嚴重者無法成長，甚或脫落，以致於無新葉生成，而大爲影響植株之樹勢。筆者檢視發現乃細蟎爲害，以室內篩選出之殺蟎劑於溫室廣東蔾檬苗上測試藥效，結果均不理想。柑農以殺蟲劑或殺蟎劑防治，亦未得滿意之效果。迄民國77年，臺中縣東勢地區之辣椒發生枝梢心葉、幼葉及芽生育不良之現象，其徵狀包括皺縮、斑駁、短小；經檢視亦受細蟎爲害。嚴重者無新葉片生成，影響植株之光合作用，進而影響植株之生長勢及果實生產，給農民帶來甚大之損失。78年間甜椒上亦發生類似之爲害情形（劉達修，私人通訊）。三種作物上之細蟎經製做標本比對後均爲茶細蟎（*Polyphagotarsonemus latus*（Banks））。本蟎主要分布於溫帶地區之溫室及熱帶地區，能爲害庭園植物、蓖麻、棉花、菸草、茶、柑桔、辣椒、馬鈴薯、大豆、菊花等多種農作物（Jeppson et al., 1975；Kerenyi-Nemestothy，1984；Heungens and Dehgeele，1986）。臺灣在民國54、55年間即已發現爲害茶樹（胡、高，1980），在臺灣之爲害記錄除茶之外尙包括敏豆（羅、趙，1972）、葡萄（曾，1978）及柑桔（Tseng and Lo, 1980）。過去因其在田間爲局部發生，分布不普遍，也不嚴重（胡、高，1980、1981、1982、1983；高，1987、1988、1989；曾，1978），是以臺灣有關之爲害研究甚少，除曾調查其在茶上之發生消長（胡、高，1980～1982；高，1987～1989）、爲害部位（胡、高，1980；高，1987）、藥劑防治（高，1988、1989），及描述其各期形態（羅、趙，1972）外，其發育速度及產卵能力皆不了解。本文謹比較茶細蟎取食檸檬、茶和辣椒嫩葉時之生活史，以增進對此一害蟎之瞭解。

材料與方法

於溫室中以８寸植缽栽種廣東蔾檬、臺茶13號及美香辣椒之苗木，部分用以飼育維持茶細蟎之原族群；其餘與前述部分隔離，保持不受茶細蟎爲害，用以供應生活史試驗所需之乾淨嫩葉。飼育原族群時，將茶細蟎接入嫩葉後，該蟎即自行繁殖，僅需管理苗株，使其持續不斷有嫩葉產生即可。不

1. 臺灣省農業試驗所　研究所報告第 1598 號
2. 本所應用動物系副研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

同苗木飼育出之茶細蟎原族群用以供應觀察茶細蟎取食該植物之生活史所需，彼此之間絕不混用。其中廣東萊檬苗因嫩葉產生之數目不豐，乃以市售檸檬之種子發芽後培育成幼苗供應生活史試驗所需之嫩葉。另因茶細蟎僅爲害幼嫩之葉片，是以各植物均只摘取第1、2葉嫩葉供試。

試驗在25°C及13小時光照之定溫箱中進行。先自原族群苗木採取受茶細蟎爲害之嫩葉，攜回實驗室，以浮葉法在定溫箱中飼育建立試驗用之母族群，每2～3天更新嫩葉。生活史試驗時，自母族群中以細毛筆挑取雌成蟎至新設之清潔浮葉上，容其產卵2小時後，將雌成蟎挑離。再經3～5小時後，將卵單粒挑入直徑 5 cm培養皿中之清潔浮葉上。每日一次，觀察記錄其發育情形，成蟎期並記錄產卵情形。性別在蛹期已可區分，乃於蛹期即予配對，若配伴不足時即自母族群中挑取。另亦自母族群中挑取蛹，俟其蛻爲成蟎後觀察記錄成蟎期之表現。

飼育所得之雌成蟎個體，部份以 Hoyer's medium 製成玻片標本，於光學顯微鏡下測量其體軀（idiosoma）之長及第2、3對足中間之體寬，比較其體軀大小。

結果與討論

與一般蟎類相比較，細蟎（tarsonemid）類之生活史頗爲特殊，缺若蟎（nymph）期，自卵孵化爲幼蟎後，即直接經由蛹期蛻爲成蟎。茶細蟎卵爲橢圓形，底部平貼黏附於葉面，表面具網狀花紋，此與稻細蟎（*Steneotarsonemus spinki* Smiley）或叉毛細蟎（*Tarsonemus furcatus* DeLeon）卵之光滑表面不同。

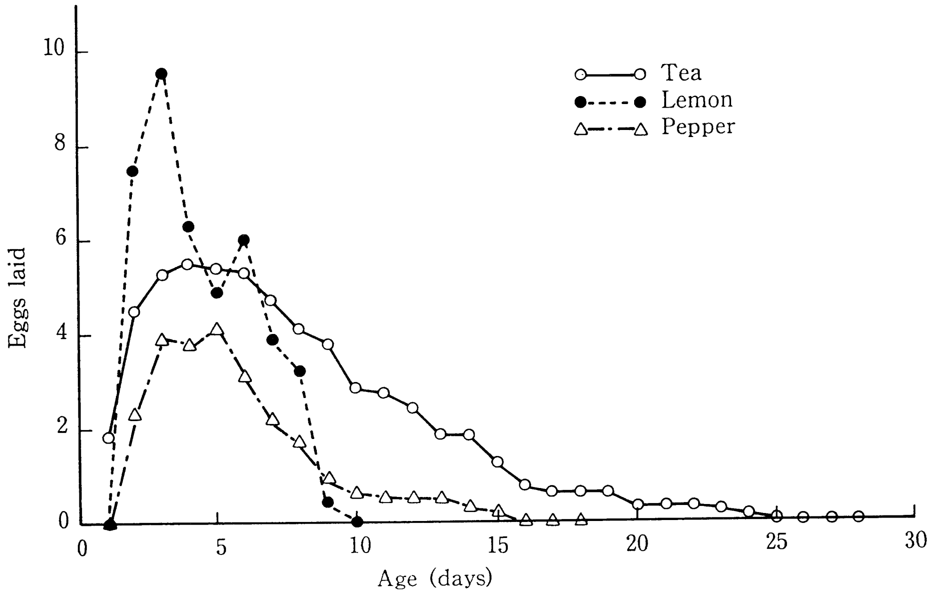
表一顯示茶細蟎之發育期以卵期最長，約占全發育期之一半或一半以上；其次爲幼蟎期，而以蛹期最短。在25°C、13小時光照下，自卵發育至成蟎需時3～4天。此一結果較 Jeppson et al.所報導之4～5日爲短，而與羅、何（1979）所報導之稻細蟎之發育速度較接近。除在檸檬嫩葉上外，雄蟎之發育皆略慢於雌蟎；成蟎壽命亦出現相同情形，在茶及辣椒葉上，雄蟎壽命長於雌蟎。部份個體之產卵前期及產卵後期並不明顯，尤其以茶嫩葉飼育時，自蛹蛻爲成蟎後第1天即可產卵，以迄死亡前1日（表二）。取食茶及檸檬時之每日產卵量（4.4及6.6粒）皆高於Jeppson et al. 所記載之每日3.6粒。產卵期主要在蛻爲成蟎後之10日內（圖一），當取食檸檬、茶或辣椒時，100、75及91%之卵在此期間內產下。觀察未交配之雌蟎所產之後代皆爲雄性，亦即茶細蟎爲單產雄性孤雌生殖（arrhenotoky）之種類。

表一、茶細蟎於檸檬、茶及辣椒嫩葉之發育期及成蟎壽命（天）

Table 1. Developmental period (days) and longevity of *P. latus* on the young leaf of lemon, tea, and pepper at 25°C and 13 hrs photoperiod.

Host Plant	Sex	n		Egg	Larva	Pupa	Total	Longevity
Lemon	F	24	$\bar{x}$	1.88	0.88	0.71	3.47 a	8.79 b
			SE	0.05	0.05	0.05	0.08	0.20
	M	11	$\bar{x}$	1.86	0.77	0.55	3.18 ab	4.18 c
			SE	0.07	0.08	0.05	0.10	0.23
Tea	F	20	$\bar{x}$	1.75	1.05	0.80	3.60 bc	15.49 a
			SE	0.12	0.05	0.09	0.18	1.05
	M	28	$\bar{x}$	2.07	0.93	0.86	3.86 cd	17.93 a
			SE	0.05	0.07	0.07	0.100	1.25
Pepper	F	42	$\bar{x}$	2.00	1.19	0.93	4.12 d	11.37 b
			SE	0.00	0.06	0.09	0.08	1.32
	M	16	$\bar{x}$	2.00	1.06	1.06	4.13 d	15.33 a
			SE	0.00	0.06	0.06	0.9	0.17

Means in the same column followed by the same letter are not significant different in DMRT, $\alpha=0.05$.



圖一.茶細蟎取食檸檬、茶及辣椒嫩葉時之產卵曲線

Figure 1. Fecundity curve of *P. latus* on the young leaf of lemon, tea, and pepper at 25°C and 13 hrs photoperiod.

以檸檬、茶及辣椒嫩葉飼育出之茶細蟎雌、雄性比分別爲2.2、2.63及2.75，但在各寄主植物幼苗上之雌、雄性比則爲1.79、2.54及2.26（表二）。不論室內或苗木上之雌、雄性比均以檸檬上最低，茶及辣椒則互有高低。苗木上之族群中雌性個體所佔之比例均低於室內飼育之族群。雖然 Sabelis (1985)、Filipponi et al. (1971) 均報導族群中之性比例會受環境影響，因而田間族群之性比例常異於室內飼育之族群。但本研究中苗木上族群之雌性比例較低，極可能乃因苗木上有較不受茶細蟎喜愛之稍老之嫩葉，室內飼育則全採摘幼嫩葉，因此後者所產生之雌蟎數較多。此外生活史觀察條件與飼育原族群之溫室在溫度上之差異亦可能有影響。

表二、茶細蟎取食檸檬、茶及辣椒嫩葉時之性比例、產卵期及產卵量

Table 2. Sex ratio, pre-, post-, and ovipositing period, and fecundity of *P. latus* on the young leaf of lemon, tea, and pepper at 25C and 13 hrs photoperiod.

Host Plant	Sex ratio[1]		n		Pre-Oviprd[2]	Oviprd	Post-Oviprd	Fecundity	
	Lab.	Seedling						E/F[3]	E/FD[4]
Lemon	2.2	1.76	24	$\bar{x}$	1.00	6.42	1.38	42.1	6.6
				SE	0.00	0.25	0.42	0.2	0.2
Tea	2.63	2.54	35	$\bar{x}$	0.23	13.31	1.94	58.1	4.4
				SE	0.07	1.01	0.38	4.3	0.2
Peeper	2.75	2.26	36	$\bar{x}$	1.33	7.14	1.86	25.5	2.4
				SE	0.13	0.57	0.02	1.7	0.1

[1] Adult female/adult male.
[2] Oviprd : ovipositing period.
[3,4] Egg/Female and Egg/Female/Day.

比較供試之3種作物，茶細蟎在檸檬上之發育最快，茶上次之，而以在辣椒上最慢。成蟎壽命及產卵量差異頗大，均以在茶上最高。取食檸檬嫩葉時之壽命約爲取食茶嫩葉時之半長，但其產卵量仍相當高，並未因壽命降低而大幅減少。在辣椒上之產卵量最少，不及在茶上之半量（表二）。三種作物中以在茶上之茶細蟎之壽命最長、產卵前期最短、產卵量最高。以個體大小而言，雖然差異不顯著，以茶上之個體適最肥胖（表三）。此外，茶上之性比例値亦高。故茶似爲三種供試作物中最適合於本蟎之作物。檸檬與辣椒相較，雖然後者上之個體較大（表三），但生長及繁殖皆較差，整體而言似仍以前者爲佳。

表三.茶細蟎取食檸檬、茶及辣椒嫩葉時之體長及體寬（mm）

Table 3. The length and width （mm, $\bar{x}\pm SE$） of idiosoma of *P. latus* from young leaves of lemon, tea, and pepper.

Host plant	Length	Width
Lemon	0.184a ± 0.013	0.136a ± 0.011
Tea	0.196a ± 0.006	0.149a ± 0.005
Pepper	0.211a ± 0.007	0.147a ± 0.003

Means in the same column followed by the same letter are not significant different in DMRT, $\alpha=0.05$.

茶細蟎爲害茶樹以臺北縣三峽較爲嚴重（高銘俊，私人通訊），田間在枝梢之分布以心芽及心芽下數之第1、2葉最多，占90.5%；第3葉起即甚少（胡、高，1980）。溫室茶苗上本蟎之分布亦如是。爲害柳橙時，僅爲害新芽，稍微成長之嫩葉上便極少見。溫室內盆栽之廣東藜檬苗亦僅新生數日內之嫩葉方有茶細蟎棲息，約7日齡之葉片即開始不受此蟎喜好。田間觀察受害之辣椒及甜椒，此細蟎之族群皆集中分布於各枝梢之心葉及初生嫩葉上。由於被害葉皺摺變形，無法以該葉是否已展開來識別。不過可能辣椒及甜椒之葉片較柔嫩，此蟎在各枝梢所棲息之葉片數較茶及柑桔苗上爲多。不論何種作物，此種僅爲害嫩葉之行爲，可能係受其細弱口器（Jeppson et al., 1975；Hislop and Jeppson，1976）影響所致。此一特性亦爲飼育茶細蟎族群供試驗時所亟需掌握之技術。

茶細蟎由於個體細小，一般農民多未察覺其存在爲害。近年來，除前述之作物外，筆者在葡萄、茄及菜豆之嫩葉上亦發現該細蟎爲害，其爲害狀、爲害程度及所造成之損害大抵類似。在葡萄上似尙能爲害果柄，造成微細之疤痕（此點仍需進一步之證實）。如是，則茶細蟎已逐漸成爲本省農作物之重要害蟎。過去因其發生不普遍，除茶園外未有政府核准推薦之殺蟎劑可使用。最近甜椒上已篩選出防治藥劑（劉，1990）備用，但其它農作物上供推廣防治茶細蟎之藥劑仍付缺如。因此，有關茶細蟎之生態及防治研究宜及早展開，俾能提供農民較完備之防治資訊。

誌　謝

本研究蒙鄒宙小姐鼎力協助，錢景秦小姐及曹幸之博士提供柑桔及辣椒苗木，文成蒙羅幹成主任斧正，謹此一併深誌謝忱。

引用文獻

1. 胡家儉、高銘俊　1980　茶細蟎之生活習性及藥劑防治　臺灣省茶業改良場69年年報：115—117。
2. 胡家儉、高銘俊　1981　茶細蟎之生活習性及藥劑防治　臺灣省茶業改良場70年年報：123—128。
3. 胡家儉、高銘俊　1982　茶樹蟎類害蟲之研究調查　臺灣省茶業改良場71年年報：129—133。
4. 胡家儉、高銘俊　1983　茶樹蟎類害蟲之研究調查　臺灣省茶業改良場72年年報：195—205。
5. 高銘俊　私人通訊。

6. 高銘俊 1987 茶細蟎棲群變動與藥劑防治 臺灣省茶業改良場76年年報：115—117。

7. 高銘俊 1988 茶細蟎棲群變動與藥劑防治 臺灣省茶業改良場77年年報：111—113。

8. 高銘俊 1989 茶細蟎棲群變動與藥劑防治 臺灣省茶業改良場78年年報：89—92。

9. 曾義雄 1978 臺灣葡萄植食性及捕食性蟎之種類及其分布情形 （I）植食性蟎 中華農學會報 新88：56—73。

10. 劉達修 私人通訊。

11. 劉達修 1990 茶細蟎的爲害及其防治 中華昆蟲學會79年年會宣讀論文、

12. 羅幹成、何琦琛 1979 稻田蟎之生態觀察 中華農業研究 28：181—192。

13. 羅幹成、趙若素 1972 爲害溫室敏豆莢果的新害蟎——茶塵蟎農業研究 21：59—62。

14. Filipponi, A., B. Mosna, and G. Petrelli. 1971. The optimum temperature of *Macrocheles muscaedomesticae* as a population attribute. Riv. Parassitol. 32；193-218.

15. Heungens, A. and D. Degheele. 1986. Control of the broad mite, *Polyphagotarsonemus latus* (Banks), with acaricides on *Psophocarpus tetragonolobus* and *Ricinus communis.* Parasitica 42：3-30.

16. Hislop, R. G. and L. P. Jeppson. 1976. Morphology of the mouthparts of several species of phytophagous mites. Ann. Entomol. Soc. Amer. 69：1128-1135.

17. Jeppson, L. R., H. H. Keifer and E. W. Baker. 1975. Mites injurious to economic plants. Univ. of California Press, Berkeley. 614pp. 74plates.

18. Kerenyi-Nemestothy, K. 1984. Tarsonemid mites from ornamental plants in Hungary （in German）. Folia Entomol. Hung. 45：45-47.

19. Sabelis, M. W. 1985. Sex allocation. in W. Helle and M. W. Sabelis eds World Crop Pests：Spider Mites, Their Biology, Natural Enemies and Control. vol 1B, Elsevier, Amsterdam. p. 83-93.

20. Tseng, Y. H. and P. K. C. Lo. 1980. Tarsonemid mites （Acarina：Prostigmata） from Taiwan. Plant Prot. Bull. (Taiwan, R. O. C.) 22：113-140.

Life history of *Polyphagotarsonemus latus* (Banks) feeding on lemon, tea and pepper[1]

Chyi-chen Ho[2]

Sunmmary

Polyphagotarsonemus latus (Banks) was reared on the young leaf of lemon, tea, and pepper in incubator at 25°C and a 13 hours photoperiod. The developmental period from egg to adult averaged 3.5 and 3.2, 3.6 and 3.9 , 4.1and 4.1 days for female and male individuals, respectively. Adult female and male lived 8.8 and 4.2, 15.5 and 17.9, 11.4 and 15.3 days, respectively, and adult female laid 42, 58, and 25 eggs, respectively. The female to male sex ratio was 2.2, 2.6, and 2.8 in laboratory colony, and was 1.8, 2.5, and 2.3 on seedlings in greenhouse. The developmental period was shortest when feed on lemon. But the adult long evity, fecundity, sex ratio and the body width were highest when feed on tea. Tea seems the best food among test host plants for this mite. This mite is an arrhenotokous species. Its hosts include also grape, eggplant, and snapbean.

Key words : broad mite, life history, tea, lemon, pepper

---

1. Contribution No. 1598 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Asistant Enomologist, Department of Applied Zoology, Wufeng, Taichung, Taiwan, R. O. C.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(4)：445～458（1991）

稻穀水份計性能之測定與應用限制[1]

陳加忠　曹之祖　陳麗娥[2]

摘要：穀物水份計的量測性能在農產品加工作業上十分重要。此研究中，以烤箱法所得之含水率爲標準值。用以測定紅外線水份計和大發型電阻式水份計之精密性與準確性，所得數據以統計技術加以分析。實驗結果顯示紅外線水份計量測性能受到操作者技術影響。在適用範圍內準確性約0.5%。電阻式水份計有良好之精密性，每具水份計必須有其特定之校正曲線。經校正公式改良後的準確性約0.3%。此型水份計可適用於乾燥機之自動控制作業。

關鍵詞：稻穀，水份計，性能測定

在穀物加工作業中，含水率爲作物品質之主要指標，因此穀物含水率的量測爲在加工過程必須執行之作業項目。此外爲節省勞力需求和改良穀物之乾燥品質、穀物乾燥機之自動控制作業十分重要，而控制策略之成功與否取決於穀物水份計之準確性。在此研究中，以紅外線水份計與電阻式穀物水份計爲測定對象，針對其測定性能以統計技術加以分析，對其測定結果加以評估而提出電阻式水份計性能改善之方法，並評估其於乾燥自動控制作業之適用性。

文獻探討

一、穀物含水率之測定方法

穀物含水率的測定方法涉及下列因素：取樣技術，測定儀器與操作員技術……等，在Young[8]之研究中對此有詳細之探討。

穀物水率量測常用的方法有：

㈠烤　箱

此方法雖然需要特定的時間進行樣本所含水份的乾燥，但其測定結果爲研究者視爲標準值，用以比較其他測定方式之性能。不同作物其含水率測定所需之時間，熱風溫度，含水率之計算方式在ASAE 已建立標準[3]。

㈡紅外線水份計：

此種測定設備之應用原理與烤箱相同，但熱源來自紅外線燈泡（Infrared Ray bulb）產生之熱量。測定對象放置於承盤，使用者必須調整燈泡高度，以維持100～105°C之溫度，由失水量之計算可測得含水率。

㈢微波爐加熱法

利用微波加熱以去除受測物質之水份，再以加熱前後之重量差換算含水率，此種方法之測定原理和方法已有實用性研究[7,9]。

㈣電子式水份計

以穀物含水率和電阻，電感和電容等訊號之關係而建立實用之水份計。主要的設備有電容式，

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1599 號
2. 臺灣省農業試驗所副研究員，技士，計畫助理。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

電感式與電阻式測定器。由於受測物料的密度，組成成份，周圍溫度……等因素均影響其準確度，而且測定之水份範圍也有限制，在應用此類測定器之前必須加以精確之校正。

㈤平衡相對濕度法

由於農產品之平衡含水率（EMC），平衡相對濕度 ERH 與溫度有一定之關係。將受測物置於密閉容器形成之空間，直接測得其平衡相對濕度和溫度值，再以 EMC/ERH 關係公式計算含水率，本省烏龍茶葉以此方式測定之含水率誤差值約0.5%[2]。

二、感測器性能

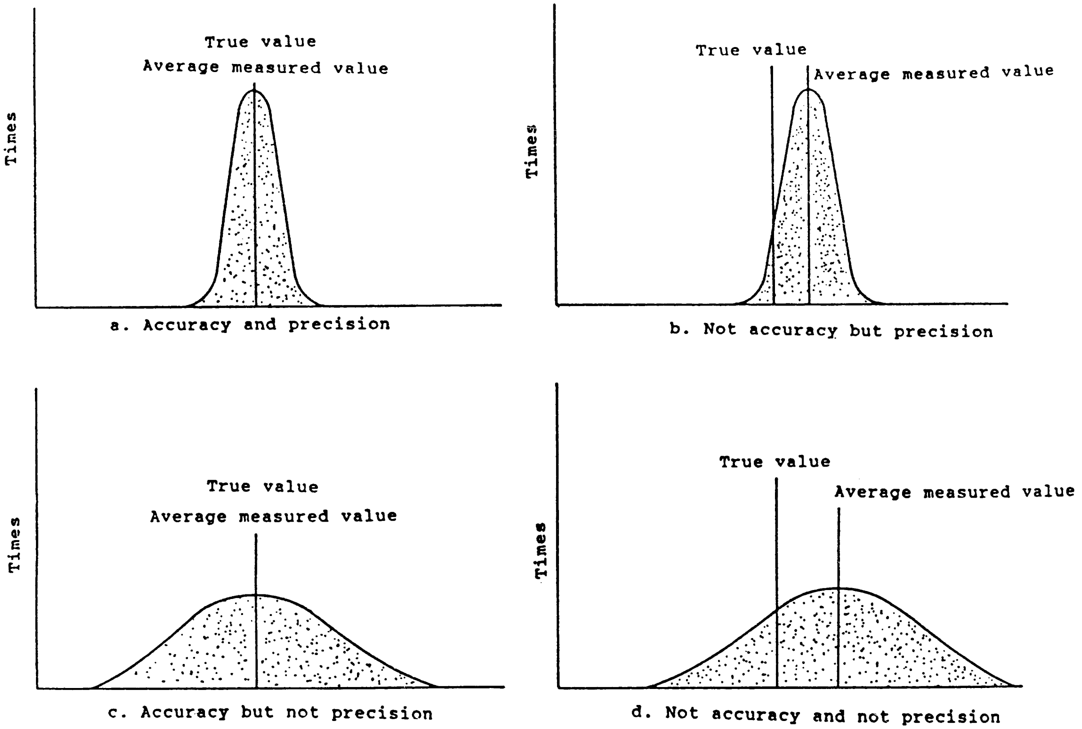
感測器之性能測定主要有四種：準確性（Accuracy），精密性（Precision），遲滯性（Hysteresis）與特久性（Long-term Stability）。其定義在電子相對濕度計之研究已有詳盡討論[1]。準確性用以表示量測值與標準值之接近程度，精密性指重覆量測之比較。感測器之誤差有兩類：系統性誤差和任意性誤差。系統性誤差之主要原因，係源於儀器感應元件本身之非線性反應，輸出放大電路訊號調整不當，周圍溫度對感測元件之物性改變……等，此種誤差來自儀器本身之特性，而性能測定之目的即用以消除此特性。任意性誤差主要來自遲滯效應，校正過程之操作……等。至於因輸出訊號產生之雜訊可藉由統計技術加以消除。國內農業感測儀器有關之性能研究並未受到重視，僅有電子相對濕度計已有詳細之測定[1]。

統計技術之應用

感測本身之作業類似統計學上之取樣技術，藉由統計原理，可對感測器之性能加以分析與檢定，更可依據分析之結果提出改良方法。有關之應用統計技術探討如下：

一、點測定

點測定之意義在於對某一特定量測值中，感測值重覆測定多次之數據其準確度和精密性之性能。如圖 1 所示，將多次量測值依其頻度 （Frequency） 做成常態分佈圖。量測之平均值（$\bar{X}$）與標準



圖一、量測上準確性與精密性之意義

Fig l. The meaning of accuracy and precision. 〔資料來源：陳等人1990a〕

值愈接近代表愈準確。數據之分佈愈接近，常態分佈圖愈陡峭代表精密性愈高。在統計之量化表示係以變異數（σ）或標準差，S（Standard error）表示，S 值愈小精密度愈高，更常用統計量爲變異係數 C.V. 值。（$C.V.=S/\bar{X}$），此值愈小代表精密性愈好。

二、區域測定

區域測定中觀察感測器在一定測定範圍內測定性能，此種測定主要之檢定項目有三種。

1. 檢定 S 值，C.V. 值對觀察值之分佈圖形是否成規律性，若有規律性存在即表示量測誤差因觀察值之高低有增加或減少趨勢，此現象在建立校正方程式時需要以加權（Weights）迴歸方式執行。

2. 量測範圍內誤差值定量比較：

兩種統計量可用以評估誤差量，以比較在一定範圍內感測器的準確性能，下列公式中 Y_i 爲標準值，X_i 爲量測值，N 爲數據數目。

(1) $$D_1=\sqrt{\frac{\sum(Y_i-X_i)^2}{N}} \quad \cdots\cdots (1)$$

(2)爲避免偶一太大的離差值影響 D_1 值，可以以絕對值替代平方值。

$$D_2=\frac{\sum|Y_i-X_i|}{N} \quad \cdots\cdots (2)$$

3. 迴歸分析之誤差值

利用迴歸分析建立適當的模式時，其統計量 S.E. 值（Standard errors of estimated value）可用以表示此組數據對模式之適稱性誤差。此種誤差來自任意性誤差，因此可用以評估感測器讀出值對標準值的誤差量，其計算公式：

$$SE=\sqrt{\frac{(X-\hat{Y})^2}{N-P}} \quad \cdots\cdots (3)$$

$\hat{Y}$ ＝預測值

P ＝參數數目

三、迴歸分析之應用：

繪製感測器量測值對標準值之關係，其曲線分佈如圖2所示共有六類：（此種迴歸之校正曲線稱爲 Classical regression[5]）。

a. $Y=X$，此爲理想狀況，顯示感測器能準確地量測數據。

b. $Y=X+K_1$，此表示讀出訊號與標準值有一固定差距存在。

c. $Y=K_2X$，此表示讀出值與標準值存有一倍數關係。

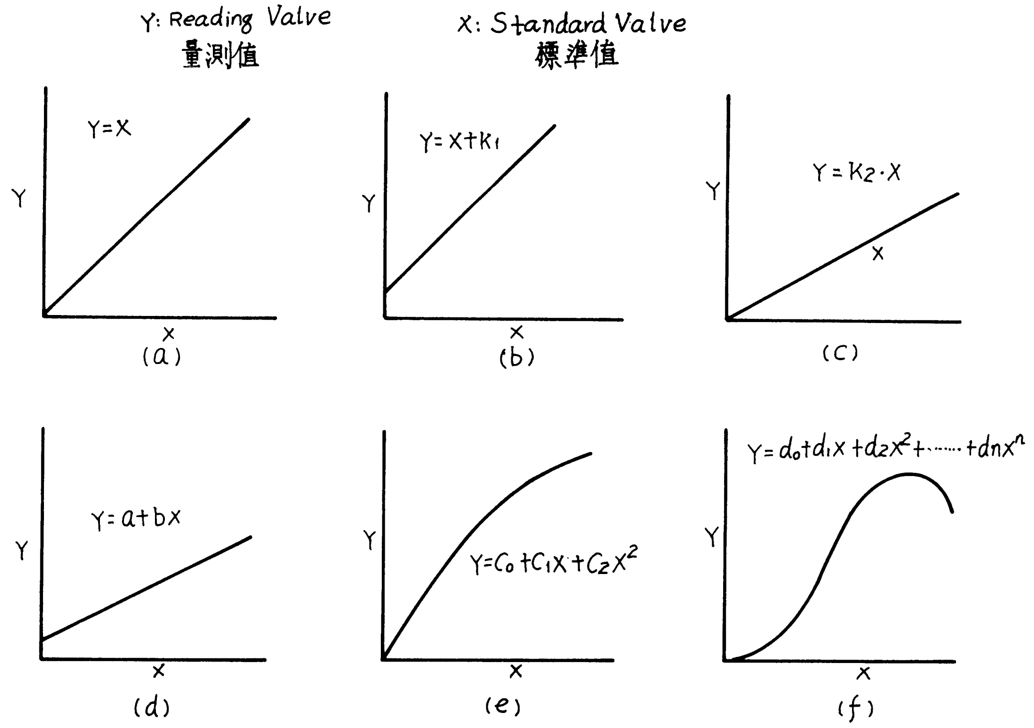
d. $Y=a+bX$，此表示讀出值與標準值存在一直線關係，截距 a 不爲零，斜率 b 不等於1。

e. $Y=C_0+C_1X+C_2X^2$，此表示讀出值與標準值之關係式爲二次式曲線，電容式相對濕度計，二氧化碳測定器都具備此種特性。

f. $Y=d_0+d_1X+d_2X^2+\cdots+d_nX^n$，此表示兩者關係爲一多項曲線，電阻式相對濕度計，溫度感測元件如熱電偶均存有此特性。

利用迴歸分析之統計技術建立適當地校正方程式（Calibration equation），其目的在於利用適用模式之建立，使不適切（Inadequate）方程式之固定誤差減少。而在適用方程式建立之後，其誤差皆源自任意性，因此可用以比較其性能。

迴歸模式之適用性評估標準，量化方面可以 S.E. 值加以比較，定性方面可利用殘差圖檢定法。殘差圖另一用途爲常項變異數（Constant variance）檢定，若殘差圖顯示規律性之變異值分佈，必須利用加權迴歸加以矯正[6]。



圖二、感測器之校正曲線

Fig 2. The calibation curves of sensor

迴歸模式之應用限制在於其外插應用範圍的不當，因此在模式建立時，需要考慮其應用範圍。

校正方程式之特殊檢定中，直線方程式係數值與特定數值之差異是否顯著之檢定，可用於判斷迴歸分析之最佳校正直線方程式是屬於校正曲線（圖2）（a）至（d）型之類型，此種檢定在烏龍茶葉含水率測定曾加以利用[1]。

對值線方程式 Y＝a＋bx 而言，兩係數之標準差各爲 SE（a）與 SE（b）。

比較 a 與零值有否差異，t（a）統計量爲：

$$t(a)=\frac{a-0.0}{SE(a)} \quad \cdots\cdots(4)$$

比較 b 與1.0有否差異，t（b）統計量爲：

$$t(b)=\frac{bo-1.0}{SE(b)} \quad \cdots\cdots(5)$$

t(a)，t(b)值與t（N－2，0.95）值比較，可判斷差異是否顯著。

四、量測雜訊之判別

在處理量測所得數值中，由於儀器之故障，記錄之錯誤……等，有時出現大差距值（Large deviation），此類數據影響精密度與準確性，在模式建立時，更影響校正方程式的參數數值。

對點測定中大的離群值，Huggins[4]提出以下方法加以檢定：

1. 以公式 P＝1－1／2 N ，決定可信度，N 爲數據數目。
2. 在 t 值表查出 t（N－1，P）值。
3. 利用量測值之平均值 $\bar{X}$，標準差 s 計算信賴區間 $\bar{X}\pm t\cdot s$。
4. 刪除信賴區間以外之數據。

在區域測定以迴歸分析評估最佳模式以為校正方程式，可利用統計量如 Cook's Distance 以判別離群值。若在點測定對標準值所量測之多次量測值已經執行信賴區域鑑定，區域測定範圍模式產生的特定產生的特定離群值（Outliers）則不能歸諸於量測誤差引起，而可能來自模式的不適當，原模式需要重新評估。

材料與方法

一、材料：此研究所測定之稻穀品種為秈稻臺農2號。

二、設備與方法：量測水率之設備有三種：

(一)烤箱（Oven）

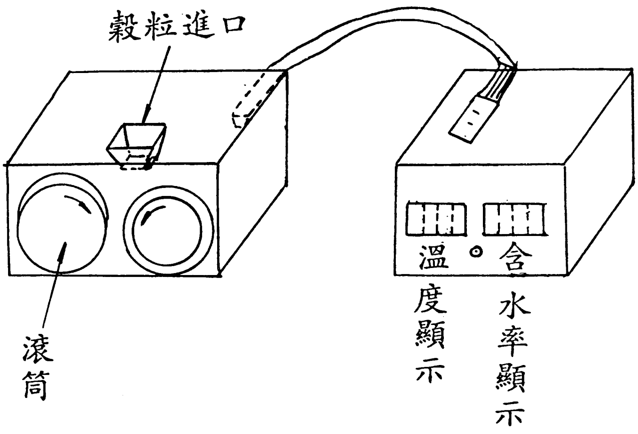
為德製 Rost Fret 牌，具有溫度設定，時間設定，高溫保護裝置。溫度之控制範圍於±2°C。以烤箱量測稻穀含水率時，為避免碾壓造成含水率之量測誤差，此研究採用全粒乾燥方式，以105°C，乾燥72小時後量測其乾燥物重以換算含水率，此研究中所用含水率以濕基（Wet basic）為準。

(二)紅外線水份計

其型式為怡田牌 YL—IA 型，利用紅外線光線產生熱量，調整燈泡高度以維持105°C進行穀粒水份之乾燥作用，穀粒水份在標準樣本量（5g）測定時可直接讀出，每次測定時間約需半小時，此與其他廠牌作業方式相同。

(三)大發型電阻式穀物水份計（註）

此型水份計係利用穀物含水率與其電阻之關係開發而成，其生產廠商為大發金屬公司。水份計構造之示意圖如圖3。其原先設計目的為執行乾燥機之自動控制。穀粒自進口流入時，即有一訊號傳至微處理機，在兩分鐘後穀粒溫度近於室溫，入口底部即打開，穀粒落下由相向轉動之滾筒加以碾壓，滾筒之間形成通路，所量得之電阻值經排線傳至微處理機內，由 PROM 晶體依預存程式加以計算。利用 PROM 設定之程式可加以修正。輸出之訊號以 LED 直接顯示含水率，更可作為乾燥機自動控制之用。其應用對象除稻穀之外，亦可用於測定玉米粒、大豆、小麥等作物之含水率。



圖三、大發電阻式穀物水份計示意圖

Fig 3. The diagram of the resistant grain m.c. meter for Da-Far type.

（註）本文所提大發型水份計僅述明設備來源，並無忽略其他廠牌之意。

三、性能測定方法

稻穀在田間收穫，收穫時其含水率為32%（濕基，此報告所用含水率皆以濕基表示）置於在烤箱內依重量之變化調製至預定之含水率，調製之熱風溫度為50°C，調製樣本之含水率範圍自11%至29.3%，同批處理樣本以塑膠袋密封後放置三週以上使穀物水份平衡[2]。

每批樣本以烤箱進行三重覆量測，紅外線水份計量測亦為三重覆，三種同型之大發水份計（編號MCS—9，MCS—10與 MCS—12）之性能測定中，每個水份計量測之樣本為7～8重覆。

烤箱之三重覆量測平均值用以為標準值，以此評估其他水份計之性能。紅外線水份計與大發型水份計在各量測點之讀出值均計算其平均值，變異數、C. V. 值，並檢查有否特異之離差值。

各量測點之量測值與標準值之間繪製成校正曲線，再以迴歸分析建立校正公式。

結果與討論

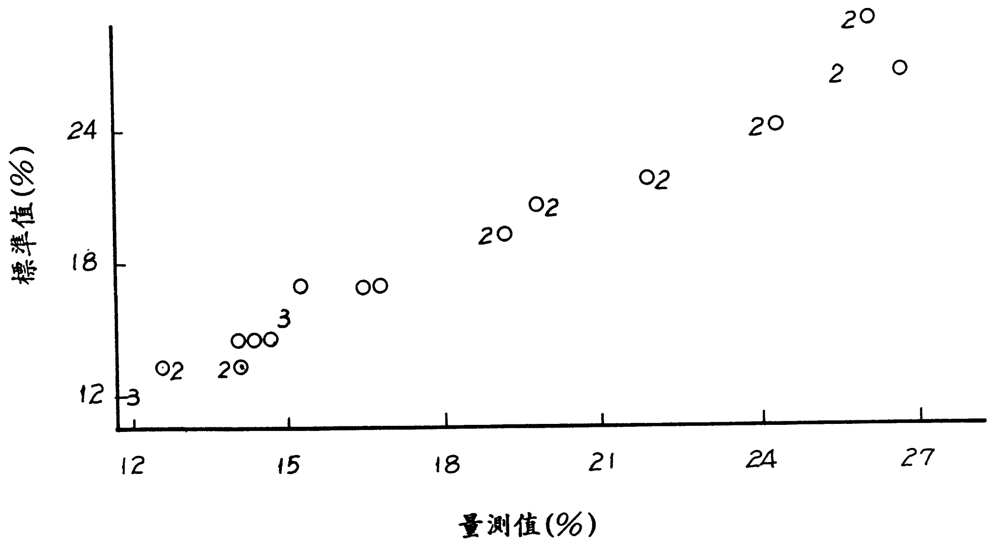
利用烤箱，紅外線水份計與三具大發型電阻式水份計所量測，所得稻穀含水率之數據及各統計量如表一。

Table 1. The measurent values of m.c. sensors and its statistical values

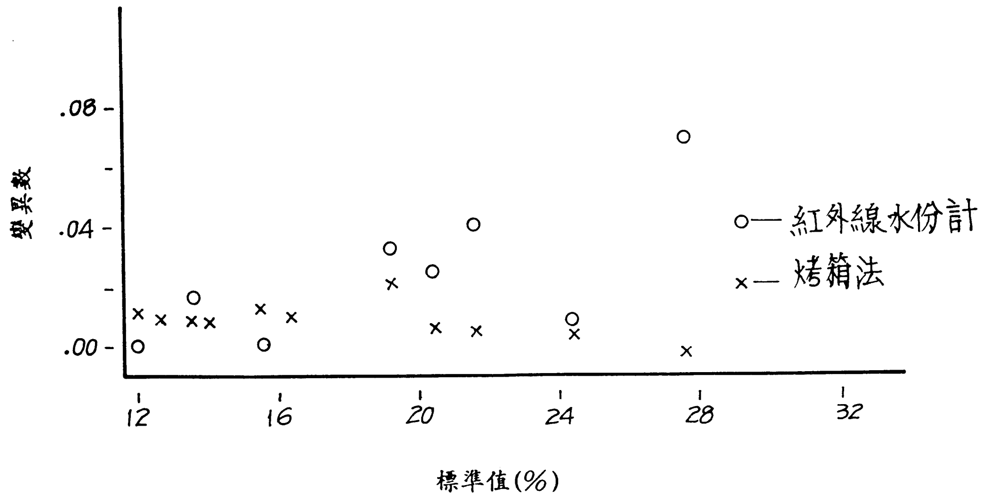
Standard	Oven		Infrared Ray			MCS−9			MCS−10			MCS−12		
	S	C.V.	X	S	C.V.	X	S	C.V.	X	S	C.V.	X	S	C.V.
12.11	0.293	1.26	11.93	0.058	0.49	14.46	0.127	0.88	14.33	0.076	0.53	14.66	0.113	0.77
12.85	0.161	1.25	12.77	0.252	1.97	15.61	0.113	0.72	15.48	0.071	0.45	15.80	0.087	0.55
13.46	0.159	1.18	13.87	0.115	0.83	16.56	0.172	1.04	16.47	0.224	1.36	16.73	0.269	1.61
14.09	0.104	0.74	14.30	0.306	2.14	16.70	0.217	1.30	16067	0.205	1.23	16.96	0.305	1.80
15.65	0.151	0.96	15.06	0.058	0.39	18.50	0.163	0.88	18.40	0.238	1.29	18.68	0.195	1.04
16.49	0.148	0.90	16.53	0.306	1.85	19.28	0.148	0.77	19.56	0.219	1.12	19.74	0.134	0.68
19.29	0.184	0.95	19.10	0.173	0.91	21.89	0.318	1.45	21.91	0.376	1.72	22.40	0.258	1.15
20.35	0.042	0.18	19.96	0.153	0.77	22.92	0.243	1.06	23.24	0.454	1.95	24.07	0.553	2.23
21.54	0.127	0.59	22.03	0.208	0.94	24.16	0.223	0.92	24.20	0.469	1.94	25.25	0.341	1.35
24.50	0.127	0.52	24.10	0.100	0.41	26.88	0.192	0.74	26.10	1.10	4.21	27.95	0.919	3.29
26.95	0.071	0.26	25.70	0.265	0.07	—	—	—	—	—	—	—	—	—
29.30	0.176	0.60	25.96	0.208	0.80	—	—	—	—	—	—	—	—	—

一、紅外線水份計

紅外線水份計之量測值與標準值關係如圖4所示。在標準值27%以下之量測範圍，數據之分佈為直線性，但大於27%以上之數據，數據有分散現象（Scattering）。由圖5中變異數之分佈圖形可知，紅外線水份計於各量測點之變異數在20～25%之範圍內較小。，以烤箱量測所得三數據之變異數成穩定分佈，且數值很小，此可說明以烤箱所測得數據何做為標準值之原因。而紅外線水份計之變異性，因涉及人員操作技術影響，因此有較大的數值。技術不熟練之操作者，其量測結果有極大的變異值。紅外線水份計之量測範圍以公式(1)，(2)評估其總誤差平均值。



圖四、紅外線水份計之校正曲線（圖中數字表示數據之重覆次數）
Fig 4. The calibiation curve of the Infrared Ray m.c. meter.
(the numbers in figure indicated their replicates)



圖五、兩種水份測定設備之量測變異數
Fig 5. The variance of measuremrnt for two kinds of m.c. meters.

1. 量測範圍：12.0～29.3%。

$D_1=1.096$，$D_2=0.671$

2. 量測範圍：12.0～27.0%。

$D_1=0.52$，$D_2=0.43$

由此可知，在大於27%之量測範圍，少數量測值之誤差顯著影響了準確性，顯示紅外線水份計有其應用之上限。

利用迴歸分析以建立其校正方程式：

1. 在12.0～29.3%之範圍。

a. 直線方程式：

$Y=-1.56+1.109X$，$S=0.874$，$R^2=0.976$ ……(6)

以圖6（a）之殘差圖，可知此模式不適當，在含水率低與高之範圍有高估現象。

b. 二次式方程式：

$Y=6.036+0.2578X+2.222\times10^{-2}X^2$，$S=0.785$，$R^2=0.981$ ……(7)

以圖6（b）之殘差圖可知此模式爲適用模式，但其標準差之改良性（0.785）不大。

2. 12.0～27.0%之範圍

直線校正方程式爲：

$Y=-0.427+1.034X$，$R^2=0.989$，$S=0.51$ ……(8)

二次式公式對適稱性並無改良，因此直線方程式爲最佳校正公式。

以公式(5)檢定結果顯示此直線斜率與1.0無顯著差異，因此可認定在（12.0～27.0%）之範圍，紅外線水份計之校正曲線爲校正曲線之(6)型：$Y=X+K_1$。

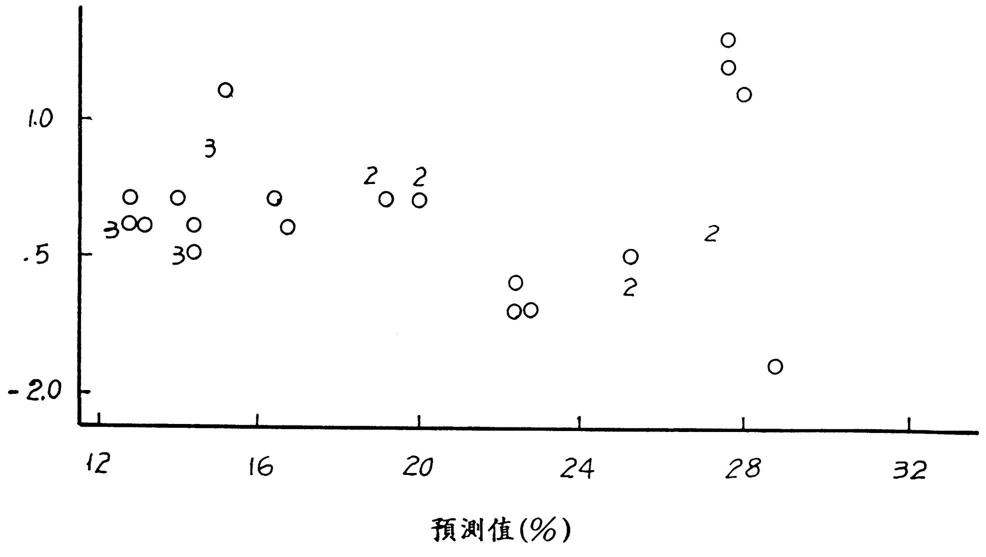
由 D_1 與 D_2 值可知在12.0至27.0%之量測範圍之內，紅外線水份之準確性在0.5%，而乾燥機性能測定之乾減率量測範圍爲自26%至13%之含水率，因此可知紅外線水份計可適用於乾燥機性能測定中含水率之測定作業。應用校正公式對紅外線水份計之性能影響不大，因此在適用範圍內，以其讀出值即可代表測出值，不需以校正公式再加處理。

二、大發型電阻式水份計

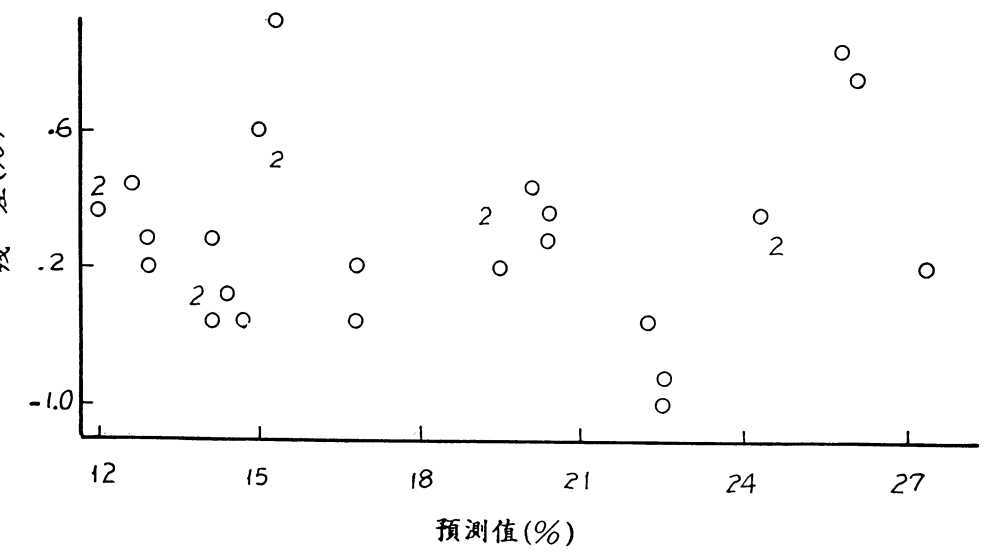
典型之電阻式水份計， MCS—9，其量測值與標準差之關係如圖（a）。各測定點之變異數與標準值的分佈情形圖示於7（b）。可知變異數之數值在0.05%以內，其分佈不其規則性，各量測點之讀出值並無特殊之離異值。顯示此型水份計之精密性十分良好，三種此型水份計之區域測定中，對穀粒含水率大於25%與小於11%之樣本無訊號產生，顯示25%以上和11%以下之量測範圍此型水份計無法作業，有關之迴歸分析統計量分析結果如下，所用之量測值爲7次量測之平均值。

㈠ MCS—9型

以公式(1)，(2)計算量測區域之誤差值，$D_1=2.611$，$D_2=2.583$，顯示在未經校正之前，此型水份計之誤差大於2.5%，因此若直接應用於乾燥機之自動控制，將引起重大誤差。



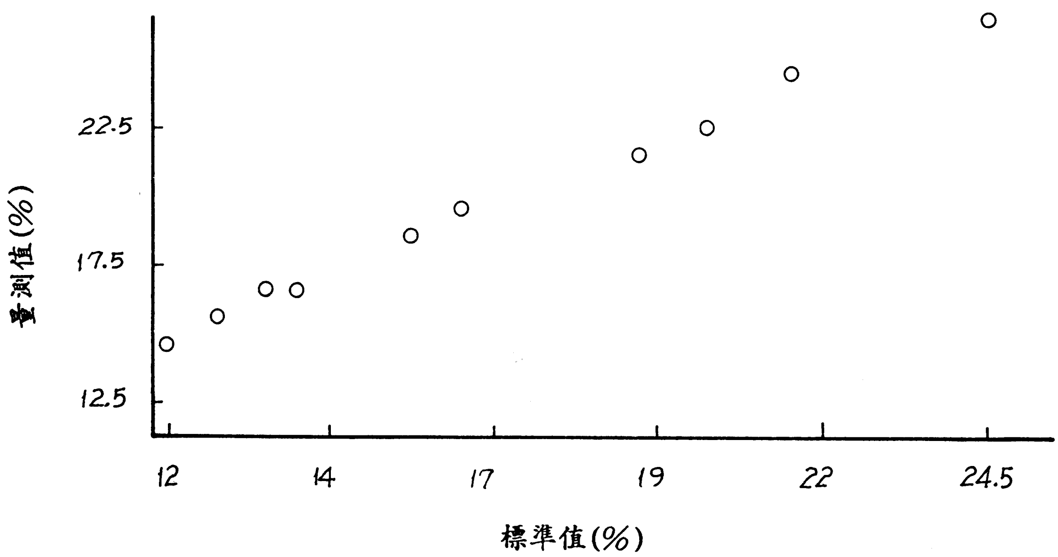
(a)



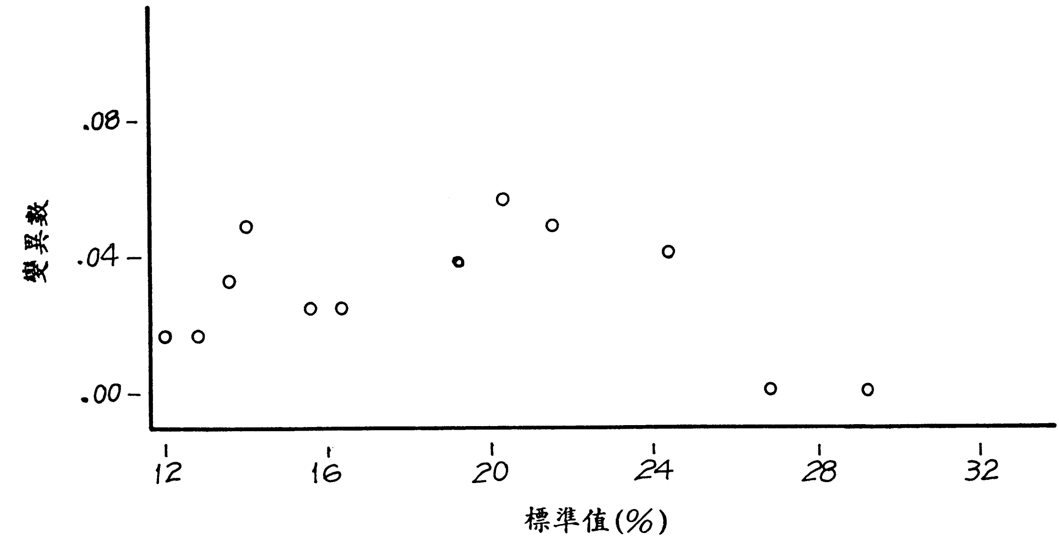
(b)

圖六、紅外線水份計校正公式之殘差圖

Fig 6. The residual plots of the calibration equations for Infrared Ray m.c. meter.



(a)



(b)

圖七、大發型 MCS－9 水份計之量測值與變異數

Fig 7. The measurement values and variances for Da-far type MCS—9 m.c. meter.

校正方程式評估如下：

1. 範圍爲12～25％時：

a. 直線方程式：

$Y=-3.68+1.056X$，$R^2=0.993$，$S=0.36$ ……………(9)，但殘差圖有明顯之公佈趨向。

b. 二次式方程式：

$Y=5.50+0.1124X+2.34\times10^{-2}X^2$，$R^2=0.978$，$S=0.22$ ……(10)，其殘差圖爲常態分佈。

2. 範圍於12～22％

直線方程式爲良好之方程式：

$Y=-2.83+1.007X$，$R^2=0.996$，$S=0.22$ ……………………………………………………………(11)

以 t 檢定方法比較斜率值，其結果與1.0無差異，因此可知此型水份計爲 $Y=X+K$ 型之感測器，其性能改良方式如下：

a. 在 PROM 晶體記憶程式之內加入校正方程式如公式(10)或公式(11)，則其準確性可自2.5％之誤差改良至0.22％之誤差值，但在應用時需避免超出方程式之外插限制。

b. 因校正曲線符合 $Y=K+X$ 型曲線，在記憶程式內可增加 $Y=X-2.583$公式（因 $D^2=2.583$），使輸出數值均減去固定值2.583，則新的 $D^{2\prime}$ 值爲0.25，顯示其誤差值已改良至0.25％。

(二) MCS—10型

此型水份計區域量測性能之 D_1 值爲2.634，D_2 值爲2.603，顯示未經校正調整之輸出值有2.5％以上之誤差值。

其最佳校正方程式：

1. 範圍12～25％：

$Y=7.839-0.11X+2.837\times10^{-2}\cdot X^2$ ……………………………………………………………(12)

$R^2=0.997$，$S=0.24$

2. 範圍12～22％

$Y=-2.235+0.9746X$ ……………………………………………………………………………(13)

$R^2=0.995$，$S=0.26$

因公式(13)其斜率不爲1.0，截距不爲零，此爲校正曲線之（d）型 $Y=a+bX$，其性能改良方式如下：

1. 增加公式(12)或(13)，於記憶方程式，使準確性維持於0.25％。

2. 原輸出訊號減去固定值2.603（D_2）再輸出可使準確改良成0.28％。

(三) MCS—12型

此水份計之 D_1 值爲3.21，$D_2=3.19$，顯示其未改良之性能誤差值遠大於同型之其他二具水份計。

最佳校正方程式爲可應用於12～25％範圍之直線方程式：

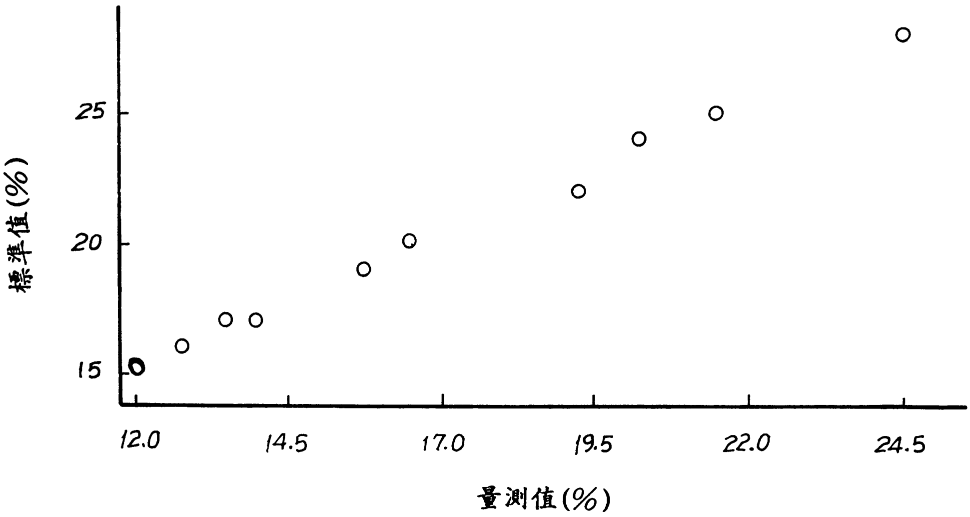
$Y=-1.836+0.933X$ ……………………………………………………………………………(14)

$R^2=0.997$，$S=0.23$

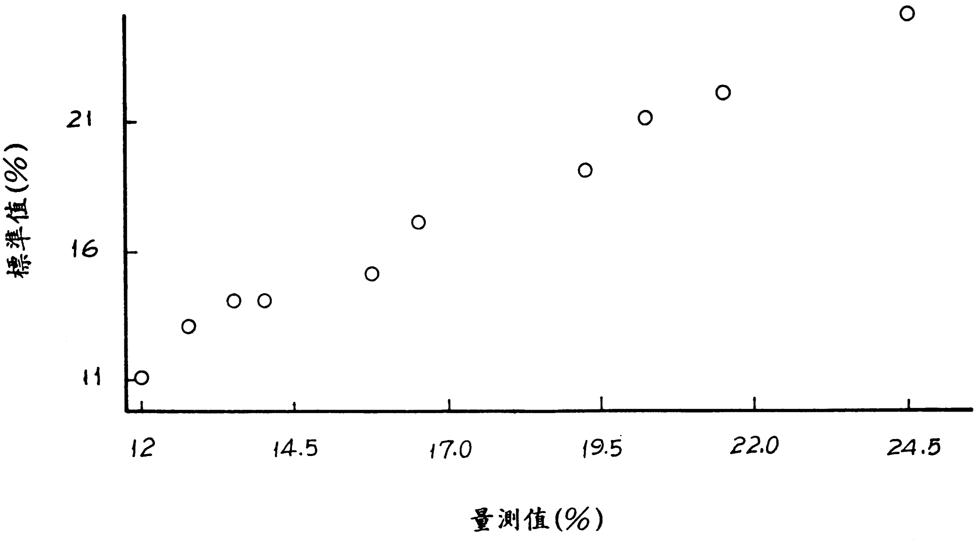
利用 t 檢定可知此屬於 $Y=a+bx$ 型之直線方程式其性能改良方式如下：

1. 增加公式(14)於記憶程式之中，使準確性維持0.23％。

2. 將原輸出訊號減去固定值3.19，（$Y'=Y-3.19$），原量測值與減去固定截距值對標準值之關係如圖8所示。



(A) Before adjustment.



(B) After adjustment

圖八、大發型 MCS－12 水份計讀出值調整前後之量測曲線

Fig 8. The measured curve of Da-Far type MCS－12 m.c. meter for adjustment.

由上述同型之三個大發電阻式水份計中，其性能曲線差異性極大，因此每具水份計必須有其特定之校正曲線。其校正公式適用 Y＝X＋K 型式，可知此爲其性能特性。

此型水份計之量測範圍爲12%～25%，此爲穀物乾燥中期以後所作業之範圍，在性能改良爲0.3%之準確性時，可用以執行乾燥自動控制作業。

結　　論

綜合上述研究，所得結論如下：

一、利用統計原理可用以評估穀粒水份計之準確性和精密性，並可建立適用校正公式以改良性能。

二、紅外線水份計之準確性約0.5%，變異數因涉及人員操作，因此數値較大，其校正曲線顯示與標準值有固定截距之相異值。量測範圍對準確性有極大之影響。

三、大發型電阻式水份計其精密性良好，每一水份計必須建立其特定之校正公式。其校正曲線有固定截距公式和一般直線公式兩型。利用校正公式改良後之準確性其誤差值低於0.3%，其適用範圍可適用乾燥機之自動控制作業，將校正公式修正於其運算軟體程式可改良其準確性。但由於其應用範圍爲12-25%，在應用於自動控制作業時，應避免於外挿範圍之應用。此外在未經校正改良之此型水份計誤差於2.5%以上，不可直接應用於乾燥機之自動控制作業。

參考文獻

1. 陳加忠，曹之祖，賴建洲。1990。電子相對濕度計之性能評估・農工學報36 (4)：79—96.
2. 陳加忠，賴建洲，曹之祖。1990。烏龍茶葉吸濕性及其品質維持之應用研究　中華農業研究39 (3)：239—257.
3. ASAE. 1982. Agricultural Engineer Yearbook. ASAE Standards S358.1, S352, S410T and S353, St. Joseph. MI.
4. Huggins, L. F. 1983. Analysis and Interpretation,In：Instrumenation and measurement for environmental science, Mitchell, B.W. (eds.), Chap. 15, ASAE, St. Joseph. MI.
5. Krutchkoff, R. G. 1967. Classical and inverse regression methods of calibration. Technometrics, 9 (3)：425—439.
6. Myers, R. H. 1986. Classical and modern regression with application, PWS and Kent Publ.
7. Nelson, S. O. and A. W. Kraszewski. 1990. Grain moisture content determination by microwave measurements. Trans. of ASAE. 33 (4)：1303—1307.
8. Young, J. H. 1983. Moisture, In：Instrumentation and measurement for environmental science, Mitchell, S. W. (eds), Chap. 7, ASAE, St. Joseph. MI.
9. Zhang, X. and G. H. Brusewitz. 1991. Grain moisture measurement by microwave heating, Trans. of ASAE 34 (1)：246—250.

The Test and Applied Lmitation of the Performance for Rough rice Moisture Content Meter[1]

C. C. Chen, C. T. Tsao and L. E. Chen[2]

Summary

The performance of grain moisture content meter is an important factors on the processing operaion for agricultural products. In this study, the accuracy and precision of measurements form Infrared Ray meter and Da-Far resistant type m.c. meters were tested and analysed by statistical technique. The m.c. values obtained from the Oven method were adopted as the standard values for comparing. The precision of Infrared Ray meter were affected by the technique of operators. Its accuracy was nearly 0.5%. The resistant type m. c. meter had the good precision. Each m.c. meter had its specific calibration equation. The accuracy could maintain within 0.3% with the modification of the measurement value by the adequate calibration model. The resistant m.c. meter could serve as good sensor for the auto −control operation of grain dryers.

Key words : Rough rice, Moisture content meter, Performance test.

---

1. Contribution No. 1599 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Associate researcher, junior specialist, research assistant, TARI Taichung, Taiwan.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）40(4)：459～471（1991）

玉米銹病發生與氣象因子之關係[1]

蔡　武　雄[2]

摘要：玉米銹病病勢進展多呈開口向下之二次方曲線，但發病較嚴重時則呈一次方直線。分析銹病和氣象因子之單相關時顯示春作玉米南方型銹病發病前7天之溫度24.1～28.0°C及28.1～32.0°C相關最大，秋作玉米則和8-14天前之溫度20.1～24.0°C，24.1～28.0°C及28.1～32.0°C之相關最大。分析病斑面積率增加和氣象因子之關係得到8個方程式，侵染速率和氣象因子之關係得到11個方程式。這些方程式均得自民國79年嘉義地區秋作玉米，經以不同年代、不同地點之氣象代入方程式得到預測值，預測值與實測值比較甚爲接近，可供爲預測病斑面積率及侵染速率之用。

關鍵詞：玉米銹病、病勢進展、病斑面積率、侵染速率

本省目前有普通型（由*Puccinia sorghi* 引起）及南方型（由 *P. polysora* 引起）兩種玉米銹病（Rust）。由於玉米在本省栽培時間已久，所以普通型銹病可能早已存在，然而南方型銹病直到1976年才有報告[1,11]。以前玉米大多在秋季裡作種植，比較適合普通型之發生，但目前全年均有栽培，氣溫稍高時南方型就會發生，所以南方型是目前飼料玉米最重要的葉部病害，甜玉米則兩種銹病均會發生[3]。

在玉米銹病之發生與氣象關係之研究，Hollier[12]報告露水對南方型非常重要，沒有露水時銹病不發生，但露水需配合溫度，在溫度8、12、36及40°C時，不管露水時間多長，均不感染。在26°C下有16小時露水時間最適宜感染，此時夏胞子堆之數目爲12小時露水時間的2倍。在16°C時露水時間至少需12小時，在18°C時露水至少需4小時才能感染。在普通型方面，Headrick[8]等利用 Florida staysweet （感病品系），來試驗噴霧時間對病害感染的影響，在12小時（開30分鐘，關30分鐘交替）噴霧時最適感染，6小時噴霧感染最少，但夏胞子發芽率在12小時及6小時噴霧則無區別，此表示6小時噴霧已足夠夏胞子發芽，但不完全形成侵入的構造。夜間溫度對控制夏胞子形成甚爲重要，尤其在臨界溫度8及32°C最重要。白天溫度8°C時則延長潛伏期約二天，32°C夏胞子形成甚少。

由於玉米銹病菌之生物學及抗病檢定在本省已有報告[2,3]，但有關病害發生與氣象因子之關係則尙未見諸報告，現僅就目前研究所得有關資料寫成報告，藉供參考。

材料與方法

一、設立病圃

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1600 號。本研究承行政院國家科學委員會專題研究（NSC79-0409-B055-08 及 NSC80-0409-B055-07）經費補助，杜所長金池博士提供寶貴意見，蔡志濃先生協助資料分析，謹誌謝忱。
2. 本所植病系研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

民國七十八年春作在本所試驗田、嘉義分所試驗田及嘉義縣六脚鄉設立病圃，種植甜玉米哈蜜236、M2及臺南15號。同年秋作在本所試驗田種植飼料玉米臺南5號及臺農351號，甜玉米M2及哈蜜236，青割玉米H7及H41。在嘉義分所試驗田及嘉義縣六脚鄉種植哈蜜236、M2及臺南15號。七十九年春作及秋作在本所試驗田種植飼料玉米臺南5號及臺農351號，甜玉米M2及哈蜜236，青割玉米臺農1號及 H41。八十年春作在本所種植飼料玉米臺南5號及臺南17號，甜玉米M2及哈蜜236，青割玉米臺農1號及H41。種植行距80公分，株距25公分，每小區面積36平方公尺，每品種4重複，採逢機完全區集設計。同時在試驗田中央設置自記溫濕度及雨量計等氣象儀器，以記載氣象資料。另外，為瞭解一般農民玉米田銹病發生情形，在七十九年秋作及八十年春作在主要玉米產地嘉義縣義竹鄉、朴子鎮、六脚鄉及太保市各選三塊田調查，每塊田至少距離100公尺以上。義竹鄉之品種爲臺南17號，朴子鎮和六脚鄉爲臺農1號，太保市爲哈蜜236。

二、病害調查

病圃銹病開始發生時，每小區固定調查10株，依 Peterson scale[14] 調查葉片病斑面積率。在一般農民玉米田調查時，則將玉米田區分爲四小區，每小區依對角線間隔調查至少40株。每週調查一次，直到成熟收穫爲止。

三、分析被害葉片病斑面積率和發病日數之關係

爲瞭解病勢進展，將不同年代、不同期作、不同地點之玉米品種之銹病病斑面積率（X）依 Ln X/(1－X) 轉換得 Y 值[13]，再和發病日期（D）做迴歸分析得 Y 對 D 之相關式[8]，依 t 測驗決定 D 二次方之迴歸係數（Regression coefficient）是否存在，求得 Y 對 D 迴歸方程式之係數 R^2（Determination coefficient），依 F 測驗其是否達 5 %顯著水準。

四、病斑面積率增加及侵染速率和氣象因子之關係

分析不同年代，不同地點之玉米發病期前7天之氣象因子和病斑面積率增加（Y_2-Y_1，Y_2 及 Y_1 爲前後兩次病斑面積率）及侵染速率[16,18]（R, $R=1\times〔Ln(Y_1/1-Y_2)-Ln(Y_1/1-Y_1)〕/(t_2-t_1)$，$t_2$ 及 t_1 爲日數，Y_1 及 Y_2爲病斑面積率）之關係。氣象因子分爲最高溫、最低溫、平均溫、平均最低溫、平均最高溫、最高相對濕度、最低相對濕度、平均相對濕度、平均最高及最低相對濕度、氣溫16.1～20.0°C、20.1～24.0°C、24.1～28.0°C及28.1～32.0°C之累積小時數，以病斑面積率增加及侵染速率爲因變數，以調查前 7 天之氣象因子（溫度、濕度及溫度累積小時數，每3個爲一組）做爲自變數，利用複迴歸分析，建立迴歸方程式。

五、葉片病斑面積率增加及侵染速率方程式之驗證

將所得到之方程式，以不同年代、不同地點及不同玉米品種發病高峰期之7天前之氣象因子代入方程式所得到之預測值，與實測值比較，驗證其實用性。

結　　果

一、不同年代、不同期作、不同地點銹病發生情形

從民國78年到80年在不同地點之五期作中（表一），以民國78年春作及秋作在嘉義分所及嘉義六脚鄉，以及民國79年秋作在六脚鄉臺農1號及義竹鄉、朴子鎮、太保市等地發病較爲嚴重，其他年代及地點之銹病則發生較輕微。

表一、民國78、79及80年不同地點玉米南方型銹病（*Puccinia polysora*）之最高病斑面積率（%）

Table 1. The highest percentage of infected leaf area of southern rust on different cultivars of corn at various locations during 1989、1990 and 1991.

地點 Location	玉米品種 Cultivar	最高病斑面積率 Highest percentage of infected leaf area				
		78年（1989）		79年（1990）		80年（1991）
		春作 Spring crop	秋作 Fall crop	春作 Spring crop	秋作 Fall crop	春作 Spring crop
臺中本所	哈蜜 236	18.53	0.43	0	0	21.33
	M2	2.60	0.11	0.95	0	0.26
	臺南15號	5.24	0.20	—	—	—
	臺農 351	—[a]	0.40	0.10	0	—
	臺南 5 號	—	0.48	0.56	0	—
	臺農 1 號	—	—	0.32	0	—
	臺南17號	—	—	—	—	0.71
	H41	—	0.25	0.45	0	0.53
	H7	—	0.55	—	—	—
嘉義分所	哈蜜236	10.43	10.00	—	—	—
	M2	33.80	25.83	—	—	—
	臺南15號	21.70	4.00	—	—	—
嘉義六腳鄉	哈蜜236	9.80	15.00	—	—	—
	M2	18.90	19.50	—	—	—
	臺南15號	11.80	8.10	—	—	—
	臺農 1 號	—	—	—	64.50	5.85
義竹鄉	臺南17號	—	—	—[a]	56.70	6.25
朴子鎮	臺農 1 號	—	—	—	40.90	2.80
太保市	哈蜜 236	—	—	—	32.50	7.50

a. 一表無調查資料。

a. —no data.

二、病勢進展

民國78年春作，除臺中本所臺南15號和嘉義分所的哈蜜236與臺南15號外，各玉米品種於各地區均可得到迴歸方程式（表二）。嘉義分所玉米 M2銹病較爲嚴重，和發病日期呈一次方直線迴歸，且於植株成熟期發病達高峰，其他地區各品種銹病之病勢則呈開口向下之二次方曲線。秋作玉米臺中本所亦得到二次方曲線的病勢進展，其他地區呈一次方直線迴歸。民國七十九年春作，發病輕微，秋作臺中本所不發病，但義竹鄉、朴子鎮、六腳鄉及太保市發病較嚴重，病勢進展呈一次方直線關係，至成熟期達最高峰。

表二、民國78及79年玉米不同地點各品種之南方型銹病病勢進展之迴歸方程式

Table 2. Regression equations of southern rust disease development on different cultivars of corn at various locations during 1989 and1990.

地點 Location	玉米品種 Cultivar	迴歸方程式 Regression equation	決定係數 R^2 Determination coefficient
78年春作（Spring crop，1989）			
臺中本所	哈蜜236	$Y^a=-3.7603+0.3711D-0.0132D^2$	0.8116*[b]
	M2	$Y=-7.5647+0.5173D-0.0158D^2$	0.8491*
	臺南15號	$Y=-8.2757-0.1289D+0.0053D^2$	0.5958
嘉義分所	哈蜜236	$Y=-7.8664+0.5667D-0.0138D^2$	0.6285
	M2	$Y=-3.9855+0.0957D$	0.7318*
	臺南15號	$Y=-5.7189+0.1249D$	0.5035
嘉義六腳鄉	哈蜜236	$Y=-6.5849+0.3521D-0.0071D^2$	0.6514*
	M2	$Y=-8.5769+0.3866D-0.0053D^2$	0.8800*
	臺南15號	$Y=-9.0519+0.4349D-0.0071D^2$	0.8366*
78年秋作（Fall crop，1989）			
臺中本所	臺南5號	$Y=-9.0231+0.2549D-0.0046D^2$	0.4848**
	臺農351	$Y=-9.9520+0.3067D-0.0058D^2$	0.5172**
	M2	$Y=-10.1824+0.2761D-0.0056D^2$	0.5448**
	哈蜜236	$Y=-10.2543+0.3832D-0.0080D^2$	0.6183**
	H7	$Y=-7.1669+0.1164D-0.0025D^2$	0.3765**
	H41	$Y=-11.1238+0.4099D-0.0080D^2$	0.6117**
嘉義分所	哈蜜236	$Y=-5.2457+0.1062D$	0.6758*
	M2	$Y=-3.8165+0.0927D$	0.9316**
	臺南15號	$Y=-5.1611+0.1211D$	0.9089**
嘉義六腳鄉	哈蜜236	$Y=-4.8358+0.0839D$	0.5451
	M2	$Y=-7.6735+0.1969D$	0.8242*
	臺南15號	$Y=-7.1443+0.1591D$	0.8238*
79年秋作（Fall crop，1990）			
嘉義義竹鄉	臺南17號	$Y=-4.94307+0.08297D$	0.9527**
嘉義朴子鎮	臺農1號	$Y=-4.10074+0.08119D$	0.8709**
嘉義六腳鄉	臺農1號	$Y=-4.91076+0.06425D$	0.9334**
嘉義太保市	哈蜜236	$Y=-6.16611+0.10763D$	0.9784**

a. 以 Ln X/(1−X) 轉換之感染病斑面積率，D爲發病後日數。

b. **極顯著，* 顯著。

a. Infected leaf area percentage transformed by Ln X/(1−X), D=days after disease occurrence.

b. **Significant at 1% level,* Significant at 5% level.

三、發病和氣象因子之關係

分析銹病和氣象因子之單相關，顯示春作玉米南方型銹病和發病前7天內溫度24.1～28.0°C及28.1～32.0°C相關較大（表三），秋作玉米南方型銹病和發病前8－14天之溫度20.1～24.0°C、24.1～28.0°C及28.1～32.0°C相關較大，其中仍以24.1～28.0°C相關最大（表四）。經複相關迴歸分析銹病病斑面積率增加及侵染速率與氣象因子之關係，得到許多迴歸方程式，再由其中挑選決定係數高且達顯著水準者（表五、六）。由表五知4個方程式得自六脚鄉玉米臺農1號，另4個方程式得自義竹鄉玉米臺南17號，由表六知六脚鄉臺農1號可得7個方程式，而由義竹鄉臺南17號可得4個方程式。以上這些方程式均得自民國79年嘉義地區秋作玉米。

表三、臺中本所78年春作各玉米品種之南方型銹病病斑面積率增加[a]和前7天溫度之相關係數

Table 3. Correlation coefficient of increasing infected leaf area percentage of southern rust and 7 days' temperature ahead.

溫度 Temperature	品種 Cultivar		
	哈蜜 236	M2	臺南 15 號
16.1～20.0°C	−0.2047	−0.3959*	−0.2250
20.1～24.0°C	−0.3733	−0.4782*	−0.2767
24.1～28.0°C	0.7462**[b]	0.5120**	0.7666**
28.1～32.0°C	0.4117*	0.7153**	0.4282*

a. 病斑面積率增加＝每星期病害增加之百分率。
b. * 顯著，**極顯著。
a. Increasing Infected leaf area percentage=percentage of disease increase every week.
b. * Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.

表四、臺中本所78年秋作各玉米品種之南方型銹病病斑面積率增加[a]和前8～14天溫度之相關係數

Table 4. Correlation coefficient of increasing infected leaf area percentage of southern rust and 8-14 days' temperature ahead.

溫度 Temperature	品種 Cultivar					
	TN 5[b]	TR 351	M2	Honey 236	H7	H41
16.1～20.0°C	−0.0853	−0.0842	0.3651	−0.1352	−0.0322	0.0263
20.1～24.0°C	0.6002**[c]	0.4358*	0.2892	0.3222	0.1738	0.6111**
24.1～28.0°C	0.6368**	0.4199*	0.5837**	0.4391*	0.6058**	0.6077**
28.1～32.0°C	0.5111**	0.4211*	0.4173*	0.3075	0.3465	0.4402*

a. 病斑面積率增加＝每星期病害增加之百分率。
b. TN5（臺南5號）及TR351（臺農351）爲飼料玉米，M2及Honey 236爲甜玉米，H7及H41爲青割玉米。
c. * 顯著，**極顯著。
a. Increasing infected leaf area percentage=percentage of disease increase every week.
b. TN5 (Tainan5) and TR351 (Tainung351) are feed corn, M2 and Honey236 are sweet corn, H7 and H41 are forage corn.
c. * Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.

表五、民國79年嘉義地區秋作玉米南方型銹病病斑面積率增加與氣象因子之關係

Table 5. The Correlation of increasing infected leaf area percentage of southern rust disease on corn and meteorological factors during fall crop,1990 at Chia-yi area.

代號 No	迴歸方程式 Regression equation	決定係數 R^2 Determination coefficient
	品種：臺農1號　地點：六脚鄉	
1.	$Y^a=10.3981-0.0859X_2+0.5336X_3-0.2764X_4$	0.8545**[b]
2.	$Y=8.1772-0.0817X_2+0.4230X_3-0.1923X_5$	0.8078*
3.	$Y=0.5633-0.1011X_1+0.6947X_3-0.1522X_4$	0.8285*
4.	$Y=-1.3073-0.1027X_1+0.6624X_3-0.1047X_5$	0.8120*
	品種：臺南17號　地點：義竹鄉	
5.	$Y=24.1086-0.2099X_2+0.7254X_3-0.4301X_4$	0.9485**
6.	$Y=19.9031-0.2022X_2+0.5527X_3-0.2901X_5$	0.8946**
7.	$Y=5.6786-0.2181X_1+0.9071X_3-0.1526X_4$	0.8277*
8.	$Y=2.0349-0.2245X_1+0.9173X_3-0.0930X_5$	0.8150*

a. Y爲病斑面積率增加，X_1爲20.1～24.0°C累積小時數，X_2爲24.1～28.0°C累積小時數，X_3爲平均最高溫，X_4爲平均相對濕度，X_5爲平均最高濕度。

b. * 顯著，**極顯著。

a. Y=Increasing infected leaf area percentage, X_1=Accumulative hours 20.1～24.0°C，X_2=Accumulative hours 24.1～28.0°C，X_3=Ave. highest temp. X_4=Ave.RH. X_5=Ave. highest RH.

b. * Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.

表六、民國79年嘉義地區秋作玉米南方型銹病侵染速率與氣象因子之關係

Table 6. The correlation of infection rate of southern rust disease on corn and meteorological factors during fall crop,1990 at Chia-yi area.

代號 No	迴歸方程式 Regression equation	決定係數 R^2 Determination coefficient
	品種：臺農1號　地區：六脚鄉	
1.	$R^a=-1.8281-0.0421X_2+0.4130X_5-0.0907X_{10}$	0.8810**[b]
2.	$R=-0.2291-0.0352X_2+0.2428X_8-0.0492X_{10}$	0.8993**
3.	$R=-1.1703-0.0366X_2+0.2405X_8-0.0315X_{11}$	0.8629*
4.	$R=-1.2839-0.0369X_2+0.2797X_8-0.0491X_{12}$	0.9107**
5.	$R=4.5268-0.0469X_4+0.1820X_6-0.0853X_{10}$	0.8591*
6.	$R=3.7176-0.0522X_4+0.2182X_6-0.0902X_{12}$	0.8662*
7.	$R=3.7086-0.0254X_3+0.1564X_8-0.0908X_{10}$	0.8429*
	品種：臺南17號　地區：義竹鄉	
8.	$R=3.0481-0.0349X_4+0.1271X_6-0.0569X_{10}$	0.8050*
9.	$R=1.8326-0.0371X_4+0.1269X_6-0.0367X_{11}$	0.7590*
10.	$R=1.8653-0.0338X_4+0.1115X_7-0.0513X_{10}$	0.7714*
11.	$R=3.0801-0.0343X_4+0.0914X_9-0.0588X_{10}$	0.7419*

a. R 爲侵染速率$R=1x〔Ln(y_2/1-y_2)-Ln(y_1/1-y_1)〕/(t_2-t_1)$，$t_1$，$t_2$爲時間，$y_1$，$y_2$爲先後兩次病斑面積率，$X_2$爲20.1～24.0°C累積小時數，$X_3$爲24.1～28.0°C累積小時數，$X_4$爲28.1～32.0°C累積小時數，$X_5$爲最高溫，$X_6$爲最低溫，$X_7$爲平均溫，$X_8$爲平均最高溫，$X_9$爲平均最低溫，$X_{10}$爲平均相對濕度，$X_{11}$爲平均最高濕度，$X_{12}$爲平均最低濕度。

b. * 顯著，**極顯著。

a. R=Infection rate $=1x〔Ln(y_2/1-y_2)-Ln(y_1/1-y_1)〕/(t_2-t_1)$，$t_1$，$t_2$=Time，$y_1$，$y_2$=Infected leaf area percentage, X_2=Accumulative hours 20.1～24.0°C，X_3=Accumulative hours 24.1～28.0°C，X_4=Accumulative hours 28.1～32.0°C X_5=Highest temp.，X_6=Lowest temp.，X_7=Ave temp.，X_8=Ave. highest temp.，X_9=Ave. lowest temp.，X_{10}=Ave. RH，X_{11}=Ave. highest RH，X_{12}=Ave. lowest RH.

b. * Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.

四、葉片病斑面積率增加之方程式驗證

將表五所得之方程式，以不同年代、不同地點及不同玉米品種發病高峰期之7天前之氣象因子代入方程式所得之預測值與實測之葉片病斑面積率增加比較，其結果如表七、八及九。由表七知預測方程式1、2、5及6預測值與實測值相近。方程式3、4、7及8為預測發病較重的方程式，在發病較輕微預測不準。由表八知所有8個方程式預測值實測值均甚接近。由表九知，除了方程式7及8外，其餘預測值與實測值均相近。因為7及8為預測發病輕微時不準。

表七、葉片病斑面積率增加之預測值與民國78年六脚鄉春作實測值比較

Table 7. Comparison of predicted and observed values on increasing infected leaf area percentage of southern rust on corn during spring crop, 1989 at Liu-chao.

代號 No	預測方程式 Predicted equation	預測值 Predicted value	實測值[c] Observed value
1.	$Y^a=10.3981-0.0859X_2+0.5336X_3-0.2764X_4$ ($R^2=0.8545^{**b}$)	1.21	1.45
2.	$Y=8.1772-0.0817X_2+0.4230X_3-0.1923X_5$ ($R^2=0.8078^*$)	2.36	1.45
3.	$Y=0.5633-0.1011X_1+0.6947X_3-0.1522X_4$ ($R^2=0.8285^*$)	9.58	1.45
4.	$Y=-1.3073-0.1027X_1+0.6624X_3-0.1047X_5$ ($R^2=0.8120^*$)	9.10	1.45
5.	$Y=24.1086-0.2099X_2+0.7254X_3-0.4301X_4$ ($R^2=0.9485^{**}$)	7.07	4.50
6.	$Y=19.9031-0.2022X_2+0.5527X_3-0.2901X_5$ ($R^2=0.8946^{**}$)	5.70	4.50
7.	$Y=5.6786-0.2181X_1+0.9071X_3-0.1526X_4$ ($R^2=0.8277^*$)	19.54	4.50
8.	$Y=2.0349-0.2245X_1+0.9173X_3-0.0930X_5$ ($R^2=0.8150^*$)	19.66	4.50

a. Y為病斑面積率增加，X_1為20.1～24.0°C累積小時數，X_2為24.1～28.0°C累積小時數，X_3為平均最高溫，X_4為平均相對濕度，X_5為平均最高濕度。

b. * 顯著，**極顯著。

c. 實測值為 M2玉米。

a. Y=Increasing infected leaf area percentage, X_1=Accumulative hours 20.1～24.0°C, X_2=Accumulative hours 24.1～28.0°C, X_3=Ave. highest temp. X_4=Ave.RH. X_5=Ave. highest RH.

b. * Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.

c. Observed value from cultivar M2.

表八、葉片病斑面積率增加之預測值與民國79年嘉義地區秋作實測值比較

Table 8. Comparison of predicted and observed values on increasing infected leaf area percentage of southern rust on corn during fall crop，1990 at Chia-yi area.

代號 No	預測方程式 Predicted equation	預測值 Predicted value	實測值[d] Observed value 義竹 I-tzu	 六脚 Liu-chao	 朴子 Pou-tzu	 太保 Thai-pao
1.	$Y^a=10.3981-0.0859X_2+0.5336X_3-0.2764X_4$ ($R^2=0.8545^{**b}$)	1.50	—c	2.30	1.80	2.75
2.	$Y=8.1772-0.0817X_2+0.4230X_3-0.1923X_5$ ($R2=0.8078^*$)	1.75	—	2.30	1.80	2.75
3.	$Y=0.5633-0.1011X_1+0.6947X_3-0.1522X_4$ ($R^2=0.8285^*$)	2.03	—	2.30	1.80	2.75
4.	$Y=-1.3073-0.1027X_1+0.6624X_3-0.1047X_5$ ($R^2=0.8120^*$)	2.19	—	2.30	1.80	2.75
5.	$Y=24.1086-0.2099X_2+0.7254X_3-0.4301X_4$ ($R^2=0.9485^{**}$)	5.82	6.30	—	—	—
6.	$Y=19.9031-0.2022X_2+0.5527X_3-0.2901X_5$ ($R^2=0.8946^{**}$)	6.18	6.30	—	—	—
7.	$Y=5.6786-0.2181X_1+0.9071X_3-0.1526X_4$ ($R^2=0.8277^*$)	6.91	6.30	—	—	—
8.	$Y=2.0349-0.2245X_1+0.9173X_3-0.0930X_5$ ($R^2=0.8150^*$)	7.07	6.30	—	—	—

a. Y爲病斑面積率增加，X_1爲20.1～24.0°C累積小時數，X_2爲24.1～28.0°C累積小時數，X_3爲平均最高溫，X_4爲平均相對濕度，X_5爲平均最高濕度。
b. * 顯著，**極顯著。
c. 無調查資料。
d. 實測值義竹爲臺南17號，六脚鄉爲臺農1號，朴子爲臺農1號，太保爲哈蜜236。
a. Y=Increasing infected leaf area percentage, X_1=Accumulative hours 20.1～24.0°C，X_2=Accumulative hours 24.1～28.0°C，X_3=Ave. highest temp. X_4=Ave.RH. X_5=Ave. highest RH.
b. * Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.
c. no data.
d. Observed value of I-tzu is Tainan 17, Liu-chao is Tainung 1, Pou-tzu is Tainung 1, Thai-pao is Honey 236.

表九、葉片病斑面積率增加之預測值與民國80年臺中春作實測值比較

Table 9. Comparison of predicted and observed values on increasing infected leaf area percentage of southern rust on corn during spring crop, 1991 at Taichung.

代號 No	預測方程式 Predicted equation	預測值 Predicted value	實測值 Observed value 品種 Cultivar TN17	TN5	TNG1	H41	Honey 236	M2
1.	$Y^a=10.3981-0.0859X_2+0.5336X_3-0.2764X_4$ ($R^2=0.8545^{**}b$)	1.20	0	0.40	0.15	0.02	2.47	0.01
2.	$Y=8.1772-0.0817X_2+0.4230X_3-0.1923X_5$ ($R^2=0.8078^*$)	0.36	0	0.40	0.15	0.02	2.47	0.01
3.	$Y=0.5633-0.1011X_1+0.6947X_3-0.1522X_4$ ($R^2=0.8285^*$)	1.81	0	0.40	0.15	0.02	2.47	0.01
4.	$Y=-1.3073-0.1027X_1+0.6624X_3-0.1047X_5$ ($R^2=0.8120^*$)	2.31	0	0.40	0.15	0.02	2.47	0.01
5.	$Y=24.1086-0.2099X_2+0.7254X_3-0.4301X_4$ ($R^2=0.9485^{**}$)	0.22	0	0.40	0.15	0.02	2.47	0.01
6.	$Y=19.9031-0.2022X_2+0.5527X_3-0.2901X_5$ ($R^2=0.8946^{**}$)	0.22	0	0.40	0.15	0.02	2.47	0.01
7.	$Y=5.6786-0.2181X_1+0.9071X_3-0.1526X_4$ ($R^2=0.8277^*$)	6.45	0	0.40	0.15	0.02	2.47	0.01
8.	$Y=2.0349-0.2245X_1+0.9173X_3-0.0930X_5$ ($R^2=0.8150^*$)	7.10	0	0.40	0.15	0.02	2.47	0.01

a. Y爲病斑面積率增加，X_1爲20.1～24.0°C累積小時數，X_2爲24.1～28.0°C累積小時數，X_3爲平均最高溫，X_4爲平均相對濕度，X_5爲平均最高濕度。
b. * 顯著，**極顯著。
a. Y=Increasing infected leaf area percentage, X_1=Accumulative hours 20.1～24.0°C，X_2=Accumulative hours 24.1～28.0°C，X_3=Ave. highest temp. X_4=Ave.RH. X_5=Ave. highest RH.
b. * Significant at 5% level, Significant at 1% level.

五、侵染速率方程式之驗證

將表六所得之方程式，以不同年代，不同地點及不同玉米品種發病高峰期之7天前之氣象因子代入方程式所得之預測值與實測之侵染速率比較，其結果如表十、十一及十二。由表十知方程式5、7、8、9、10及11預測值與實測相近。由表十一知除方程式5及6外，其餘預測值與實測值均接近。由表十二知除方程式1外，其餘預測值與實測值甚接近。

表十、銹病侵染速率之預測值與民國78年六腳鄉春作實測值比較

Table 10. Comparison of predicted and observed values on infection rate of southern rust on corn during spring crop,1989 at Liu-chao.

代號 No	預測方程式 Predicted equation	預測值 Predicted value	實測值[c] Observed value
1.	$R^a=-1.8281-0.0421X_2+0.4130X_5-0.0907X_{10}$ ($R^2=0.8810^{**b}$)	5.00	0.43
2.	$R=-0.2291-0.0352X_2+0.2428X_8-0.0492X_{10}$ ($R^2=0.8993^{**}$)	3.37	0.43
3.	$R=-1.1703-0.0366X_2+0.2405X_8-0.0315X_{11}$ ($R^2=0.8629^{*}$)	3.34	0.43
4.	$R=-1.2839-0.0369X_2+0.2797X_8-0.0491X_{12}$ ($R^2=0.9107^{**}$)	4.31	0.43
5.	$R=4.5268-0.0469X_4+0.1820X_6-0.0853X_{10}$ ($R^2=0.8591$))	0.32	0.43
6.	$R=3.7176-0.0522X_4+0.2182X_6-0.0902X_{12}$ ($R^2=0.8662^{*}$)	1.23	0.43
7.	$R=3.7086-0.0254X_3+0.1564X_8-0.0908X_{10}$ ($R^2=0.8429^{*}$)	0.47	0.43
8.	$R=3.0481-0.0349X_4+0.1271X_6-0.0569X_{10}$ ($R^2=0.8050^{*}$)	0.24	0.43
9.	$R=1.8326-0.0371X_4+0.1269X_6-0.0367X_{11}$ ($R^2=0.7590^{*}$)	0.08	0.43
10.	$R=1.8653-0.0338X_4+0.1115X_7-0.0513X_{10}$ ($R^2=0.7714^{*}$)	0.17	0.43
11.	$R=3.0801-0.0343X_4+0.0914X_9-0.0588X_{10}$ ($R^2=0.7419^{*}$)	0.47	0.43

a. R 爲侵染速率，X_2爲20.1～24.0°C累積小時數，X_3爲24.1～28.0°C累積小時數，X_4爲28.1～32.0°C累積小時數，X_5爲最高溫，X_6爲最低溫，X_7爲平均溫，X_8爲平均最高溫，X_9爲平均最低溫，X_{10}爲平均相對濕度，X_{11}爲平均最高濕度，X_{12}爲平均最低濕度。

b. * 顯著，**極顯著。

c. 實測值爲 M2玉米。

a. R=Infection rate, X_2=Accumulative hours 20.1～24.0°C，X_3=Accumulative hours 24.1～28.0°C，X_4=Accumulative hours 28.1～32.0°C X_5=Highest temp.，X_6=Lowest temp.，X_7=Ave temp.，X_8=Ave. highest temp.，X_9=Ave. lowest temp.，X_{10}=Ave. RH，X_{11}=Ave. highest RH，X_{12}=Ave. lowest RH.

b. * Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.

c. Observed value from cultivar M2.

表十一、銹病侵染速率之預測值與民國78年六脚鄉春作實測值比較

Table 11. Comparison of predicted and observed values on infection rate of southern rust on corn during spring crop,1989 at Liu-chao.

代號 No	預測方程式 Predicted equation	預測值 Predicted value	實測值[d] Observed value			
			義竹 I-tzu	六脚 Liu-chao	朴子 Pou-tzu	太保 Thai-pao
1.	$R^{a}=-1.8281-0.0421X_2+0.4130X_5-0.0907X_{10}$ ($R^2=0.8810^{**b}$)	0.91	0.69	0.64	0.3	0.73
2.	$R=-0.2291-0.0352X_2+0.2428X_8-0.0492X_{10}$ ($R^2=0.8993^{**}$)	0.58	0.69	0.64	0.3	0.73
3.	$R=-1.1703-0.0366X_2+0.2405X_8-0.0315X_{11}$ ($R^2=0.8629^{*}$)	0.64	0.69	0.64	0.3	0.73
4.	$R=-1.2839-0.0369X_2+0.2797X_8-0.0491X_{12}$ ($R^2=0.9107^{**}$)	0.68	0.69	0.64	0.3	0.73
5.	$R=4.5268-0.0469X_4+0.1820X_6-0.0853X_{10}$ ($R^2=0.8591^{*}$)	1.14	0.69	0.64	0.3	0.73
6.	$R=3.7176-0.0522X_4+0.2182X_6-0.0902X_{12}$ ($R^2=0.8662^{*}$)	1.10	0.69	0.64	0.3	0.73
7.	$R=3.7086-0.0254X_3+0.1564X_8-0.0908X_{10}$ ($R^2=0.8429^{*}$)	0.38	0.69	0.64	0.3	0.73
8.	$R=3.0481-0.0349X_4+0.1271X_6-0.0569X_{10}$ ($R^2=0.8050^{*}$)	0.88	0.69	0.64	0.3	0.73
9.	$R=1.8326-0.0371X_4+0.1269X_6-0.0367X_{11}$ ($R^2=0.7590^{*}$)	0.93	0.69	0.64	0.3	0.73
10.	$R=1.8653-0.0338X_4+0.1115X_7-0.0513X_{10}$ ($R^2=0.7714^{*}$)	0.71	0.69	0.64	0.3	0.73
11.	$R=3.0801-0.0343X_4+0.0914X_9-0.0588X_{10}$ ($R^2=0.7419^{*}$)	0.79	0.69	0.64	0.3	0.73

a. R 爲侵染速率，X_2爲20.1～24.0°C累積小時數，X_3爲24.1～28.0°C累積小時數，X_4爲28.1～32.0°C累積小時數，X_5爲最高溫，X_6爲最低溫，X_7爲平均溫，X_8爲平均最高溫，X_9爲平均最低溫，X_{10}爲平均相對濕度，X_{11}爲平均最高濕度，X_{12}爲平均最低濕度。

b. * 顯著，**極顯著。

c. 實測值義竹爲臺南17號，六脚鄉爲臺農1號，朴子爲臺農1號，太保爲哈蜜236。

a. R=Infection rate, X_2=Accumulative hours 20.1～24.0°C，X_3=Accumulative hours 24.1～28.0°C，X_4=Accumulative hours 28.1～32.0°C X_5=Highest temp.，X_6=Lowest temp.，X_7=Ave temp.，X_8=Ave. highest temp.，X_9=Ave. lowest temp.，X_{10}=Ave. RH，X_{11}=Ave. highest RH，X_{12}=Ave. lowest RH.

b. * Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.

c. Observed value of I-tzu is Tainan 17, Liu-chao is Tainung 1, Pou-tzu is Tainung 1, Thai-pao is Honey 236.

表十二、銹病侵染速率之預測值與民國80年臺中春作實測值比較

Table 12. Comparison of predicted and observed values on infection rate of southern rust on corn during spring crop,1991 at Taichung.

代號 No	預測方程式 Predicted equation	預測值 Predicted value	實測值 Observed value					
			品種 Cultivar					
			TN17	TN5	TNG1	H41	Honey 236	M2
1.	$R^a=-1.8281-0.0421X_2+0.4130X_5-0.0907X_{10}$ ($R^2=0.8810^{**b}$)	2.37	0.20	0.33	0.07	0.1	0.32	0.12
2.	$R=-0.2291-0.0352X_2+0.2428X_8-0.0492X_{10}$ ($R^2=0.8993^{**}$)	0.76	0.20	0.33	0.07	0.1	0.32	0.12
3.	$R=-1.1703-0.0366X_2+0.2405X_8-0.0315X_{11}$ ($R^2=0.8629^{*}$)	0.73	0.20	0.33	0.07	0.13	0.32	0.12
4.	$R=-1.2839-0.0369X_2+0.2797X_8-0.0491X_{12}$ ($R^2=0.9107^{**}$)	0.59	0.20	0.33	0.07	0.13	0.32	0.12
5.	$R=4.5268-0.0469X_4+0.1820X_6-0.0853X_{10}$ ($R^2=0.8591^{*}$)	0.51	0.20	0.33	0.07	0.13	0.32	0.12
6.	$R=3.7176-0.0522X_4+0.2182X_6-0.0902X_{12}$ ($R^2=0.8662^{*}$)	0.90	0.20	0.33	0.07	0.13	0.32	0.12
7.	$R=3.7086-0.0254X_3+0.1564X_8-0.0908X_{10}$ ($R2=0.8429^{*}$)	0.49	0.20	0.33	0.07	0.13	0.32	0.12
8.	$R=3.0481-0.0349X_4+0.1271X_6-0.0569X_{10}$ ($R^2=0.8050^{*}$)	0.31	0.20	0.33	0.07	0.13	0.32	0.12
9.	$R=1.8326-0.0371X_4+0.1269X_6-0.0367X_{11}$ ($R^2=0.7590^{*}$)	0.13	0.20	0.33	0.07	0.13	0.32	0.12
10.	$R=1.8653-0.0338X_4+0.1115X_7-0.0513X_{10}$ ($R^2=0.7714^{*}$)	0.52	0.20	0.33	0.07	0.13	0.32	0.12
11.	$R=3.0801-0.0343X_4+0.0914X_9-0.0588X_{10}$ ($R^2=0.7419^{*}$)	0.79	0.20	0.33	0.07	0.13	0.32	0.12

a. R 爲侵染速率，X_2爲20.1～24.0°C累積小時數，X_3爲24.1～28.0°C累積小時數，X_4爲28.1～32.0°C累積小時數，X_5爲最高溫，X_6爲最低溫，X_7爲平均溫，X_8爲平均最高溫，X_9爲平均最低溫，X_{10}爲平均相對濕度，X_{11}爲平均最高濕度，X_{12}爲平均最低濕度。

b. * 顯著，**極顯著。

a. R=Infection rate, X_2=Accumulative hours 20.1～24.0°C，X_3=Accumulative hours 24.1～28.0°C，X_4=Accumulative hours 28.1～32.0°C X_5=Highest temp.，X_6=Lowest temp.，X_7=Ave temp.，X_8=Ave. highest temp.，X_9=Ave. lowest temp.，X_{10}=Ave. RH，X_{11}=Ave. highest RH，X_{12}=Ave. lowest RH.

b. * Significant at 5% level, ** Significant at 1% level.

討論與結論

近年來本省玉米銹病的發生，已逐漸傾向於南方型銹病，此可能與推廣的品種有關，本省種植的臺農1號及臺農351號皆爲抗普通型而感南方型[2]。然而病害發生的主要因子爲氣象[4,5,7,17]。本報告顯示銹病的病勢進展通常爲呈開口向下之二次方曲線[6]，但若發病嚴重，病勢進展較快時則呈一次方直線。此與 Headrick 及 Pataky[10]之報告相同。一般在田間，若後期才感染者，則被害度較輕[9]。分析氣象因子和銹病發生之單相關時，春作玉米南方型銹病和發病前7天之溫度24.1～28.0°C相關最大，在秋作則和8～14天前之溫度20.1～24.0°C、24.1～28.0°C及28.1～32.0°C相關較大，其中仍以24.1～28.0°C相關最大，此應與夏胞子之發芽最適溫度在24.1及28.0°C有關[3]。Raid等[15]亦報告溫度可能是影響南方型銹病的因子。若分析病斑面積率增加及侵染速率與氣象因子之關係，則分別得到8及

11個方程式，這些方程式是從許多方程式中選出決定係數高而且達顯著或極顯著者，然後再將每期作不同地點發病高峰期之氣象因子代入得到預測值，再與病斑面積率增加及侵染速率之實際觀測值加以比較，由本結果得知這些方程式之實測值與預測值均甚接近，當然不可能一個方程式可以適用於所有的地方或所有的玉米品種。至目前爲止，在國內外尙未看到以氣象因子來預測玉米銹病者。預測係長期性的工作，雖然本報告經過兩年餘已可發展出預測病斑面積率增加及侵染速率之方程式，但將來繼續收集更多的資料來修改及驗證方程式是有其必要的。

參考文獻

1. 孫明賢、侯信雄、曾建銘 1976 臺灣玉米之銹病 植保會刊 18 (4) ：405。
2. 葉忠川 1984 玉米銹病判別品種與抗病篩選 中華農業研究 33：306-315。
3. 葉忠川 1986 玉米銹病研究 中華農業研究 35：81-93。
4. 蔡武雄、蘇鴻基 1984 水稻葉稻熱病預測（I）氣象變數與病斑數進展 植保會刊 26：171-180。
5. 蔡武雄、蘇鴻基 1986 水稻葉稻熱病預測（III）氣象變數與病斑面積之關係 植保會刊 28：111-117。
6. 蔡武雄、蔡淑珍 1990 玉米銹病病勢進展與氣象因子之關係 植保會刊 32：339（摘要）。
7. Eversmeyer, M. G., Burleigh, J. R. and Roelfs, A. P. 1973. Equations for predicting wheat stem rust development. Phytopathology 63：348-351.
8. Headrick, J. M. and Pataky, J. K. 1986. Effects of night temperature and mist period on infection of sweet corn by *Puccinia sorghi*. Plant Disease 70：950-953.
9. Headrick, J. M. and Pataky, J. K. 1987. Expression of partial resistance to common rust in sweet corn hybrids at various host growth stage. Phytopathology 77：454-458.
10. Headrick, J. M. and Pataky, J. K. 1988. Spatial and temporal development of common rust in susceptible and partially resistant sweet corn hybrids. Phytopathology 78：227-233.
11. Hou, H. H., Tseng, J. M. and Sun. M. H. 1978. Occurrence of corn rusts in Taiwan. Plant Dis. Reptr. 62：183-186.
12. Hollier, C. A. and King S. B. 1985. Effect of dew period and temperature on infection of seedling maize plants of *Puccinia polysora*. Plant Disease 69：219-220.
13. Krause, R. A. and Massie, L. B. 1975. Predictive systems：modern approaches to disease control. Ann. Rev. Phytopathol. 17：31-46.
14. Peterson, R. F., Cambell, A.B. and Hannah, A.E. 1948. A diagrammatic scale for estimating rust intensity on leaves and stems of cereals. Can. J. Res. Sect. C. 26：296-500.
15. Raid, R. N., Pennypacker, S. P. and Stevenson, R. E. 1988. Characterization of *Puccinia polysora* epidemics in Pennsylvania and Maryland. Phytopathology 78：579-585.
16. Vanderplank, J. E. 1963. Plant Disease：Epidemics and Control. Acad. Press, New York, 349pp.
17. Warren, H. L. 1975. Temperature effects on lesion development and sporulation after infection by races O and T of *Bipolaris maydis*. Phytopathology 65：623-626.
18. Zadoks, J. C. and Schein, R. D. 1979. Epidemiology and Plant Disease Management. Oxford Univ. 427 pp.

Occurrence of corn rust disease and meteorological factors[1]

W. H. Tsai[2]

Summary

Disease development of corn rust showed quadratic regression curve equations in general, but it showed linear equations when the disease was serious. By analyzing the single correlation of rust and meteorolgical factors, it indicated that the most important factors were tempetature 24.1～28.0°C and 28.1-32.0°C seven days before disease occurrence during spring crop, and 20.1-24.0°C、24.1-28.0°C、28.1-32.0°C 8-14 days before disease occurrence during fall crop. By analyzing the relationship between increasing infected leaf area percentage and meteorological factors, 8 equations were obtained, while 11 equations were obtained from the relationship between infection rate and meteorological factors. Those equations were derived from fall crop of 1990 at Chia-yi area.

The predicted values from those equations obtained were very close to the observed values, therefore, it is suggested that those equations might be used for predicting rust disease of corn.

Key words : corn rust, disease development, infected leaf area percentage, infection rate.

1. Contribution No. 1600 from Taiwan Agricultural Research Institute. This study was supported by grants from the National Science Council on the project number NSC 79-0409-B055-08 and NSC 80-0409-B055-07.
2. Senior Plant Pathologist, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

Jour. Agric. Res. China (中華農業研究) 40(4) : 472~474 (1991)

The Braconidae (Hymenoptera) of Taiwan IV. Histeromerinae[1]

Liang-yih Chou and Ken-ching Chou[2]

Abstract : *Histeromerus orientalis* sp. nov. (Braconidae : Histeromerinae) from Taiwan is described and illustrated.

Key words : *Histeromerus,* Histeromerinae, Braconidae, Taiwan, Taxonomy.

Introduction

The Histeromerinae are a small subfamily, containing only the genus *Histeromerus* Wesmael. The group may be recognized by the fore tibia with a dense cluster of thickened setae and the hind basitarsus about twice as long as combined length of following segments of tarsus. Histeromerinae are parasitoids of concealed coleopterous larvae including Anobiidae, Cerambycidae, Cisidae, Elateridae, Lucanidae and Lyctidae (Shenefelt and Marsh, 1976 ; Quicke and van Achterberg, 1990).

The terminology used for wing veins is illustrated and explained in Sharkey (1988). Most terms and measurements used follow van Achterberg (1988). Others are defined here. The letter OD is the greatest diameter of a posterior ocellus. The length of eye and temple are measured in lateral view of head. The length of head is the greatest length of head in lateral view. The tentorial index is tentorio-ocular line over intertentorial line. The specimen used in this study is deposited in the Insect Collection of the Taiwan Agricultural Research Institute, Taichung, Taiwan, ROC.

Genus *HISTEROMERUS* Wesmael

Histeromerus Wesmael, 1838. Nouv. Mem. Acad. Sci. Brux. Type species : *Histeromerus mystacinus* Wesmael. Monobasic. -- Marsh, 1965. Ann. Ent. Soc. Amer. 58(5) : 691.

Diagnosis. - Hypoclypeal depression deep and wide; occipital carina present laterally, absent dorsally; pronope absent; notauli very weak or absent; vein m-cu of hind wing

1. Contribution No. 1601 from the Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Associate Entomologist and Assistant Entomologist, respectively of the Department of Applied Zoology, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan 413, Republic of China.

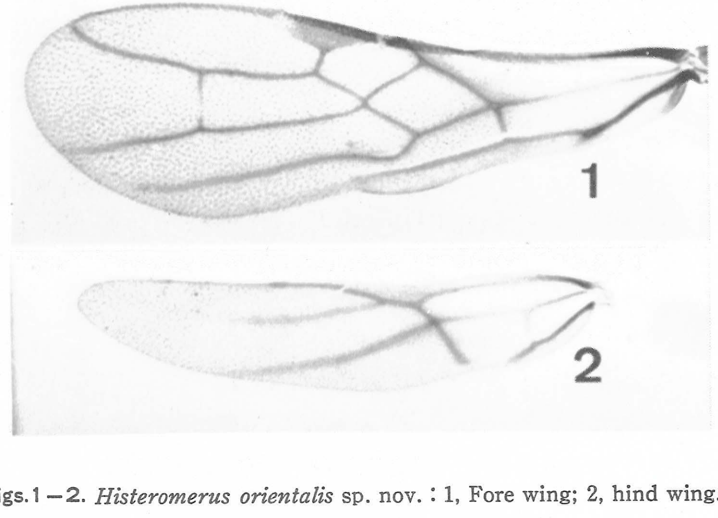
distinct and rather curved inwards; fore tibia with dense cluster of thickened setae; hind basitarsus about twice as long as combined length of following segments of tarsus.

This genus contains two described Holarctic species, *H. canadensis* Ashmead and *H. mystacinus* Wesmael, and an undescribed one from Papua New Guinea (Quicke and van Achterberg, 1990). One new species from Taiwan is described here.

Histeromerus orientalis sp. nov.

Femle : Head. - Head 1.2 times as wide as long and 1.2 times wider than mesonotum. Eye 0.42 times as long as temple. Temple, frons and vertex smooth. POL : OD : OOL=1 : 1.0 : 4.0. Face 0.31 times as high as wide and 1.3 times as wide as eye height and 0.49 times as wide as head; strigate medially, punctate laterally. Tentorial index 0.29. Malar space 0.82 times basal width of mandible. Antennal segments beyond 9th segment missing; lst flagellomere 1.3 times as long as second; length of 1st and 2nd flagellomeres 1.3 and 1.0 times their width, respectively.

Mesosoma. - Mesosoma 1.5 times as long as high, largely smooth. Side of pronotum with some rugae anteriorly and ventrally. Prepectal carina absent; precoxal sulcus complete, narrowly impressed.



Figs. 1 – 2. *Histeromerus orientalis* sp. nov. : 1, Fore wing; 2, hind wing.

Wing. - Fore wing (Fig. 1) : stigma 2.9 times as long as wide; r : 3-RS : 4-RS=1 : 4.7 : 5.7 ; 2-RS : 3-RS : r-m : 2-M= 1 : 2.0 : 1.0 : 2.9; vein 1m-cu postfurcal; vein 1cu-a slightly antefurcal ; vein 2cu-a absent. Hind wing (Fig. 2): r-m/1-M=0.26; 1-M/cu-a=2.7 : vein m-cu sclerotized anteriorly ; vein 2-1A present and sclerotized basally.

Leg. - Hind coxa smooth. Length of femur, tibia and basitarsus of hind leg 2.3, 5.6 and 9.0 times their width, respectively ; hind tibia 1.4 times as long as hind femur ; inner and outer spurs of hind tibia 0.33 and 0.22 times as long as basitarsus, respectively.

Metasoma. – Metasoma largely smooth. First tergum 1.3 times as long as wide apically, smooth. Ovipositor sheath 0.33 times as long as fore wing.

Color. – Dark brown ; palpi brownish yellow. Antenna brownish yellow. Wings faintly brown ; stigma and veins mostly light brown. Legs brownish yellow. Ovipositor sheath yellowish brown, dark brown apically.

Length. – Body 3.0 mm, fore wing 2.4 mm, ovipositor sheath 0.80 mm.

Male : Unknown.

Holotype : ♀, Nantou, Meifeng 2150m, 7-9. V. 1981 (K.S. Lin & S.C. Lin).

Distribution : Taiwan.

Host : Unknown.

Remarks : This species differs from *H. canadensis* and *H. mystacinus* by the vein 2cu-a of fore wing absent.

References

Achterberg, C. van. 1988. Revision of the subfamily Blacinae Foerster (Hymenoptera, Braconidae). Zool. Verh. Leiden 249 : 1-324.

Quicke, D.L.J., and C. van Achterberg. 1990. Phylogeny of the subfamilies of the family Braconidae (Hymenoptera : Ichneumonoidea). Zool. Verh. Leiden 258 : 1-95.

Sharkey, M.J. 1988. Ichneumonoid wing venation. Ichnews 11 : 2-11.

Shenefelt, R.D., and P.M. Marsh. 1976. Hymenopterorum catalogus (nov. ed.). pars 13, Braconidae 9 : 1264-1424. W. Junk, The Hague.

臺灣小繭蜂科（膜翅目）之分類 Ⅳ. 長跗繭蜂亞科[1]

周樑鎰　周根清[2]

摘　要

長跗繭蜂亞科(Histeromerinae)隸膜翅目、小繭蜂科，乃食骸蟲科、天牛科、筒蕈蟲科、叩頭蟲科、鍬形蟲科及扁蠹蟲科等鞘翅類幼蟲之天敵。全世界已知者僅有長跗繭蜂屬(*Histeromerus*)一屬、二種。本文描述臺灣產之一新種；文中並附有該種之前後翅圖。

關鍵詞：長跗繭蜂屬、長跗繭蜂亞科、小繭蜂科、臺灣、分類。

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1601 號。
2. 本所應用動物系副研究員及助理研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

中華農業研究

第四十卷　目　次

王武彰——楊桃『台農一號』之育成……396
何琦琛——茶細蟎在檸檬、茶及辣椒上之生活史……439
余志儒、陳健忠——不同光週期對外米綴蛾羽毛率及產卵量之影響……52
呂秀英——基因型與環境交感效應之迴歸分析共點性在不同生長時間下之動態研究……255
呂秀英——獨立性環境指標在落花生產量穩定性分析之建立與應用……385
沈再發、許淼淼——雍菜水耕之養液試驗……407
周樑鎰、周根清——臺灣小繭蜂科（膜翅目）之分類 IV. 長粉繭蜂亞科（英文）……472
林順福、詹國連、魏趨開——每穴種植株數對同質與異質大豆族群生育之影響……305
林瑞松——環丙烷基羧酸與益收素對試管內非洲菊之影響（英文）……417
邱金春——蜻蜓鳳梨微體繁殖之研究……274
邱紀松、高靜華、鄒　允——蔬果農藥殘毒快速檢驗技術之研究（英文）……188
姚美吉、羅幹成——兩種食餌對斑郭公蟲 *Tillus notatus* Klug 發育期、死亡率及繁殖力影響……433
段中漢、蔡武雄、杜金池——楊桃炭疽病菌之病原性及感染源……425
胡敏夫、邱善美、羅朝村、劉新裕、杜金池——山葵台農1號之育成……13
張清勤——台農四號鳳梨外銷果實採收成熟度之研究……37
曹文隆、盧煌勝——落花生籽粒飽滿度測定方法之比較……346
曹幸之、陳培昌、李碩朋、劉慧卿——馬鈴薯品系之區域試驗……178
梁連勝、蔡致榮、顏秀榮——農試型落花生聯合收穫機之改良(3)……90
梁連勝、蔡致榮、顏秀榮——全自動水果去皮機之研製……291
許家言、葉常青、蔡新聲——蕙花組織培養之大量繁殖……171
許家言、賴本智、葉常青、蔡新聲——蕗筍花藥培養之全雄育種 II. 花藥來源單倍體植株染色體之倍加……102
連　深、張庚鵬——玉米各生育期所吸收氮素之行動與子實生產之關係……123
陳加忠、曹之祖、陳麗娥——稻穀水份計性能之測定與應用限制……445
陳加忠、曹之祖、賴建洲——落花生平衡相對濕度物性研究……145
陳加忠、曹之祖、賴建洲——乾燥溫度對落花生等溫水份平衡線影響性之研究……262
陳加忠、陸龍虎、周廷弘——牽引式落花生聯合收穫機之研製改良……133
陳加忠、賴建洲、曹之祖——電子相對濕度計之性能評估……71
陳正昌等十一人——秈稻雜種品系區域適應性試驗……209
陳琦玲、漆匡時、林正錺——氣象預測模式之測試分析……351
曾東海、陳治官、黃真生、蔡新聲——水稻花藥培養後代雜種集團稻穀產量與產量構成因素之比較……1
黃阿賢——檸檬之多胚性及雜交苗之鑑定……225
楊一郎、鄧汀欽——葡萄次病毒之瓜苗檢定（簡報）……249
楊金興、曾富生、曹文隆、盧煌勝——落花生型間雜交後裔莢果及籽粒性狀之遺傳研究 I. F_1 世代組合力及雜種優勢分析……375
楊純明、J. L. Heilman——短期高溫處理對水稻氣孔表現之效應 I. 營養生長期（英文）……233
楊純明、J. L. Heilman——短期高溫處理對水稻氣孔表現之效應 II. 穀粒充實期（英文）……243
溫宏治、呂鳳鳴、郝秀花——絲瓜害蟲及其他有害動物種類及季節消長……204
溫宏治、李錫山、林正忠——臺灣南部荔枝毬蟎之發生與防治……298
劉新裕、王昭月、李鑾昌、李春越——三島柴胡台農1號之適應能力及其有效利用部位之開發研究……28
劉慧瑛、黃淵輝——臺灣水果維他命C含量之測定……280
蔡武雄——玉米銹病發生與氣象因子之關係……459
蔡武雄、段中漢、杜金池——玉米莖腐病抗病品種之篩選……45

蔡金川——水稻地區性、期作性產量及生理性狀之品種分類 ……………………………………………………………315
鄧汀欽、蔡淑娓、蔡財旺——大蒜潛隱病毒在臺灣之發生及其生物特性 ……………………………………………………333
賴本智、許家言、葉常青、蔡新聲——蘆筍花藥培養之全雄育種 I. 品種及單株間花藥培養效率之研究 ……………94
賴吉雄、陳志昇、楊清祥、劉大江——中耕機附掛式再生稻割椿機之研製 ………………………………………………115
謝光照、盧煌勝、何千里——玉米開花期、吐絲期、頂穗節位及葉數之全互交分析 ……………………………………365
譚奇才——豬糞堆肥自動翻堆機之開發 ……………………………………………………………………………………161
譚增偉——本省中南部沖積土不同形態鐵在剖面中之分佈及其對土壤磷吸著之影響……………………………………57

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

Contents of Volume 40, 1991

A. S. Hwang—The polyembryony and Identification of Zygotic Seedlings of Lemon *(Citrus limon* [L.] Burm. f.) ······225

C. C. Chang—Studies on the picking maturity of "Tainung No.4" Pineapple for export ······37

C. C. Chen, C. S. Huang, H. Y. Lu,······etc.—Regional Trial on the Yield Performance and Adaptability of Hybrid Rice Strains······209

C. C. Chen, C. T. Tsao & C. C. Lai—The Evaluation of the Performance on the Electronic Relative Humidity Sersor ······71

C. C. Chen, C. T. Tsao & C. C. Lai—The study on the ERH Properties for Peanuts ······145

C. C. Chen, C. T. Tsao & C. C. Lai—The effect of drying temperature on sorption isotherms of peanuts······262

C. C. Chen, C. T. Tsao & L. E. Chen—The Test and Applied Limitation of the Performance for Rough rice Moisture Content Meter······445

C. C. Chen, L. H. Lu & T. H. Chow—A study on the Tractor-mounted Peanut Harvester ······133

C. C. Chiou—Micropropagation of *Aechmea fasciata* Baker in vitro ······274

C. C. Ho—Life history of *Polyphagotarsonemus latus* (Banks) feeding on lemon, tea and pepper ······439

C. H. Duan, W. H. Tasi & C. C. Tu—Pathogenicity and Incoulum Sources of *Colletotrichum gloeosporioides* on Carambola ······425

C. H. Lai, C. S. Chen, C. H. Yang & D. J. Liu—The Development of the Paddy Stalk-Cutting Device Attached to a Cultivator for Rice Ratton Culture······115

C. L. Chen, K. S. Chi & C. F. Lin—Applicable Measruement and Analysis of Climatic Data Models ···351

C. M. Yang & James L. Heilman—Short-term High Temperature Effects on Stomatal Behaviors of Rice Plants. I. Occurring at the Vegetative Stage ······233

C. M. Yang & James L. Hei lman—Short-term High Temperature Effects on Stomatal Behaviors of Rice Plants. II. Occurring at the Grain-filling Stage ······243

C. S. Chiu, C. H. Kao & E. Y. Cheng—Rapid Bioassay of Pesticide Residues (RBPR) on Fruits and Vegetables ······188

C. T. Tan—The Development of an Automatic Hog Waste Turner for Making Manure······161

G. J. Shieh, H. S. Lu & C. L. Ho—Diallel Analysis of Days to Tasseling, Days to Silking, Top-ear Node and Total Leaf Number in Maize······365

H. C. Wen, F. M. Lu & H. H. Hao—The investigation of Insect and Other Animal Pests on Sponge Gourd and Their Seasonal Occurrence in Southern Taiwan······204

H. C. Wen, H. S. Lee & C. C. Lin—Field Studies on Litchi Erineum mite (*Eriophyes litchii* Keifer) in Southern Taiwan ······298

H. I. Liu & I. H. Hwang—The Ascorbic Acid Contents of Taiwan Fruits ······280

H. Y. Lu—Dynamic Studies on Concurrence with Growth Time in Linear Regression Analysis of Genotype-Environment Interactions······255

H. Y. Lu—Independent Environmental Indices for Stability Analysis in Peanut Yield Trials ······385

I. L. Yang & T. C. Deng—Detection of grapevine viroids by cucumber assay (Research Note) ······249

J. C. Tsai—Principal Component Analysis and Variety Classification in Relation to Regional and Seasonal Differences in Grain Yield and Physiolgical Characteristics in Rice······315

J. Y. Hsu, C. C. Yeh & H. S. Tsay—In Vitro Propagation of *Zingiber Zerumbet* Smith ······171
J. Y. Hsu, P. C. Lai, C. C. Yeh & H. S. Tsay—Breeding for All-Male Plants through Anther Culture in Asparagus II. Chromosome Doubling Techniques of Anther-Derived Haploid Plants······102
J. Z. Yu & C. C. Chen—Effects of different regimes of photoperiod on the emergence and oviposition of the rice moth (*Corcyra cephalonica Stainton*) ······52
K. H. Yang, F. S. Thseng, W. L. Tsaur & H. S. Lu—Genetic Studies on Pod and Seed Traits in the Progenies of a Diallel-cross Among Three Botanical Types of Peanut I. Combining Ability and Heterosis Analysis in F_1 Generation ······375
L. S. Liang, J. R. Tasy, S. R. Yen & T. H. Chou—The Improvement of the TARI Peanut Harvester ······90
L. S. Liang, J. R. Tsay & S. R. Yen—Development of Automatic Fruits Peeler ······291
L. Y. Chou & K. C. Chou—The Braconidae (Hymenoptera) of Taiwan Ⅳ. Histeromerinae ······472
M. C. Yao & K. C. Lo—Effects of two preys on the development stage, mortality, and fecundity of *Tillus notatus* Klug (Coleoptera:Cleridae) ······433
M. F. Hu, S. M. Chiu, C. T. Lo, S. Y. Lin & C. C. Tu—Development of wasabi variety Tainung No.1······13
P. C. Lai, J. Y. Hsu, C. C. Yeh & H. S. Tsay—Breeding for All-Male Plants through Anther Culture in Asparagus Ⅰ. The Anther Culture Efficiency among Different Varieties and Plants ······94
R. S. Lin—Effect of 1-aminocyclopropane-1- carboxylic acid, and Ethrel on gerbera in vitro culture ······417
S. F. Lin, K. L. Chan & C. K. Wey—Effects of Plant Number Per Hole on Growth and Development of Homogeneous and Hetergeneous Soybean Populations ······305
S. J. Tsao, P. C. Chen, S. P. Lee & H. C. Liu—Regional Trials of Promising Potato Clones ······178
S. Lian & G. P. Chang—Behaviour of Nitrogen Absorbed at Various Growth Stages Associated with Grain Production in Maize ······123
S. Y. Liu, J. Y. Wang, J. C. Lee & T. Y. Lee—Studies on the Adaptability of *Bupleurum falcatum* L. cv. Tainung No.1 and Its Officinal Value of Various Plant Parts ······28
T. C. Deng, S. W. Tsai & T. W. Tsai—Occurrence of garlic latent virus in Taiwan and its biological characterization ······333
T. F. Sheen & M. M. Hsu—Studies on nutrient solution of water convolvulus······407
T. H. Tseng, C. G. Chern, C. S. Huang & H. S. Tsay—Yield and Yield Components of Anther-Derived Plants from Hybrid Progenies in Rice ······1
T. W. Tan—Disrtibution of Different Forms of Iron within Profiles Alluvial Soils of Central-South Taiwan and Its Effect on Phosphate Sorption ······57
W. C. Wang—Development of Carambola Variety Tainung No.1 ······396
W. H. Tsai—Occurrence of corn rust disease and meteorological factors ······459
W. H. Tsai, C. H. Duan & C. C. Tu—A Method for Screening Resistance to Pythium Stalk Rot in Corn Cultivars······45
W. L. Psaur & H. S. Lu—Methods of Measuring Seed Fillness in Peanut ······346

中 華 農 業 研 究

第四十卷　　第 四 期

中華民國八十年十二月出版

發 行 人：杜 金 池

總 編 輯：廖 慶 樑

編審委員：

農藝組：盧 煌 勝（主審）

呂 秀 英　陳 一 心　劉 大 江　劉 新 裕

蔡 新 聲

園藝組：蕭 吉 雄（主審）

沈 再 發　林 昭 雄　施 昭 彰　徐 信 次

曹 幸 之　陳 敏 祥　劉 政 道

農化組：連　　深（主審）

張 淑 賢　劉 慧 瑛

植病組：彭 金 騰（主審）

林 正 忠　程 永 雄　蔡 財 旺　蔡 武 雄

昆蟲組：羅 幹 成（主審）

何 琦 琛　鄭　　允　鄭 清 煥

農機組：梁 連 勝（主審）

陳 加 忠　顏 欽 崇

另聘請農業評議委員或各大學院校有關學者專家擔任審查委員。

Vol. 40, No. 4 Dec. 1991

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

PUBLISHER : Director, C. C. Tu

EDITOR IN CHIEF : C. L. Liaw

EDITORIAL BOARD :

S. Lian (Agri. Chemistry) L. S. Liang (Agri. Machinery)

K. C. Lo (Applied Zoology) H. S. Lu (Agronomy)

J. T. Peng (Plant Pathology) C. H. Shaw (Horticulture)

EDITORIAL ADVISORY BOARD :

S. S. Chang	M. S. Chen	Y. S. Chen	C. H. CHeng
Y. Cheng	Y. H. Cheng	C. C. Her	J. J. Lin
J. S. Lin	D. J. Liu	J. D. Liu	H. I. Liu
S. Y. Liu	H. Y. Lu	T. F. Shen	J. J. Shy
S. T. Shyu	W. H. Tsai	S. J. Tsao	H. S. Tsay
T. W. Tsay	C. C. Yen		

Reviewers of Related Fields are Invited from Universities, other Research Organizations, and the Evaluation Committee of Agricultural Researches, Taiwan Provincial Department of Agriculture and Forestry.

Vol. 40, No.4 Dec. 1991

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

(Formerly Journal of Taiwan Agricultural Research)

CONTENTS

Diallel Analysis of Days to Tasseling, Days to Silking, Top-ear Node and Total Leaf Number in Maize ……G. J. Shieh, H. S. Lu and C. L. Ho…365

Genetic Studies on Pod and Seed Traits in the Progenies of a Diallel-cross Among Three Botanical Types of Peanut I. Combining ability and heterosis in F_1 Generation ……K. H. Yang, F. S. Thseng, W. L. Tsaur and H. S. Lu…375

Independent Environmental Indices for Stability Analysis in Peanut Yield Trials ……H. Y. Lu…385

Development of Carambola Variety Tainung No.1 ……W. C. Wang…396

Studies on nutrient solution of water convolvulus ……T. F. Sheen and M. M. Hsu…407

Effect of 1-aminocyclopropane-1- carboxylic acid, and Ethrel on gerbera in vitro culture ……R. S. Lin…417

Pathogenicity and Incoulum Sources of *Colletotrichum gloeosporioides* on Carambola ……C. H. Duan, W. H. Tasi and C. C. Tu…425

Effects of two preys on the development stage, mortality, and fecundity of *Tillus notatus* Klug (Coleoptera : Cleridae) ……M. C. Yao and K. C. Lo…433

Life history of *Polyphagotarsonemus latus* (Banks) feeding on lemon, tea and pepper ……C. C. Ho…439

The Test and Applied Limitation of the Performance for Rough rice Moisture Content Meter ……C. C. Chen, C. T. Tsao and L. E. Chen…445

Occurrence of corn rust disease and meteorological factors ……W. H. Tsai…459

The Braconidae (Hymenoptera) of Taiwan Ⅳ. Histeromerinae ……L. Y. Chou and K. C. Chou…472

Published by

THE TAIWAN AGRICULTURAL RESEARCH INSTITUTE

Taichung, Taiwan, Republic of China

行政院新聞局出版事業登記證局版臺誌字一四八七號

中華郵政中臺字第〇三〇九號登記爲雜誌交寄